



Münchener Beiträge zur Politikwissenschaft

herausgegeben vom
Geschwister-Scholl-Institut
für Politikwissenschaft

2018

Axel Gross

Der Einfluss von Waffenimporten auf Dynamiken in innerstaatlichen Konflikten

Masterarbeit bei
Prof. Dr. Paul Thurner
2017

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Theoretische Grundlagen	4
2.1	Definition von Konflikt-Dynamiken	4
2.2	Einführung in die Analyse von Überlebensdauern	5
2.2.1	Hintergrund, Annahmen, Notation	6
2.2.2	Cox-Regression	7
2.2.3	Parametrische Verteilungen	8
3	Einfache Survival Modelle	10
3.1	Die Dauer von Bürgerkriegen	11
3.1.1	Landesspezifische Charakteristika	11
3.1.2	Eigenschaften des Staates und der Rebellen	15
3.1.3	Verschiedene Bürgerkriegstypen	17
3.1.4	Externe Interventionen	18
3.2	Die Dauer von Friedenszeiten	20
3.3	Statistische Modellierung und Kritikpunkte	22
3.4	Zwischenfazit	23
4	Fortgeschrittene Survival Modelle	24
4.1	Interdependenzen zwischen Krieg und Frieden	25
4.1.1	Modellierung über Copula-Funktionen	25
4.1.2	Neue Erkenntnisse für die Bürgerkriegsforschung?	26
4.2	Multistate-Survival-Modelle	29
4.3	Zwischenfazit	29
5	Theorie: Einfluss von Waffenimporten auf Konfliktdynamiken	30
5.1	Theoretisches Fundament	33
5.1.1	Grundannahmen	33
5.1.2	Verhandlungsprozesse bei innerstaatlichen Konflikten	34

5.1.3	Contest-Success-Funktion	37
5.2	Einfluss auf Dauer der Vorkriegszeit	39
5.3	Einfluss auf Dauer der Kriegezeit	41
5.4	Einfluss auf Dauer der Nachkriegszeit	44
5.5	Forschungshypothesen	45
6	Empirische Analyse	46
6.1	Datengrundlage	46
6.1.1	Datensätze und Phasen-Definitionen	46
6.1.2	Daten-Join und Kodierung von Waffenimporten	47
6.1.3	Umgang mit fehlenden Daten	48
6.1.4	Kodierung der Rebellenstärke	50
6.2	Deskriptive Analyse	51
6.2.1	Dauer der einzelnen Phasen	52
6.2.2	Stratifizierung nach Phasen und Waffenimporten	53
6.2.3	Dauer, Waffenimporte und Rebellenstärke	56
6.3	Das Split-Population Duration-Duration-Duration Modell	60
6.4	Operationalisierung, Modelle und Diskussion der Ergebnisse	68
6.4.1	Operationalisierung der Hypothesen und Kontrollvariablen	68
6.4.2	Ergebnisse und Diskussion der Modelle	71
6.5	Modellgüte und Robustheit	79
7	Schluss	82
	Literatur	85
8	Anhang	90
8.1	Anhang A: Tabellen	91
8.2	Anhang B: Grafiken	92

Abkürzungsverzeichnis

CSV Contest-Success-Funktion

NSA Non-State-Actor Dataset

SPDDD Split-Population Duration-Duration-Duration

SIPRI Stockholm International Peace Research Institute

MCW Major Conventional Weapons

TIV Trend Indicator Value

Abbildungsverzeichnis

1	Verteilung der Spell-Dauern	52
2	Dauer der Spells je Phase	52
3	Boxplot über Summe der logarithmierten Waffenimporte pro Spell	53
4	Boxplot über Median der logarithmierten Waffenimporte pro Spell	54
5	Entwicklung über die Vorkriegszeit	55
6	Entwicklung über die Kriegezeit	55
7	Entwicklung über die Nachkriegszeit	55
8	Dauer und Rebellenstärke je Phase	56
9	Verteilung der log-Import-Mediane je Phase und Rebellenstärke	57
10	Median Waffenimporte, Dauer und Rebellenstärke	58
11	Median Waffenimporte, Dauer und Rebellenstärke	59
12	Vorhersage-Abweichungen vom wahren Wert	80
13	Vorhersage-Abweichungen vom wahren Wert je nach Phase	81
14	Median Waffenimporte und Rebellenstärke je Phase	92
15	Summe Waffenimporte, Dauer und Rebellenstrke	93

Tabellenverzeichnis

1	Länder mit fehlenden Daten	49
2	Effekt von Waffenimporten	73
3	Effekt von Importen und Rebellen 1	75
4	Effekt von Importen und Rebellen 2	77
5	AIC der Modelle 1 bis 5	79
6	AIC der Modelle 6 bis 13	79
7	Spells mit fehlenden Daten	91

1 Einleitung

Die Zahl der Bürgerkriege nimmt seit dem Ende des Zweiten Weltkrieges kontinuierlich zu. Der Grund für diese Entwicklung ist jedoch nicht, dass sich die Zahl der Kriegsausbrüche pro Jahr erhöht. Vielmehr akkumuliert sich die Zahl der Kriege, da die Konflikte immer länger andauern und nicht schnell beendet werden ([Fearon, 2004](#), 275-276). Gleichzeitig ist der Blutzoll in solchen Konflikten sehr hoch. Alleine im Kongo starben mehr als 3,9 Millionen Menschen im Bürgerkrieg zwischen 1998 und 2004 ([Bussmann et al., 2009](#), 13). Auf Grund dieser Entwicklung ist es nicht verwunderlich, dass die Suche nach Ursachen für die Dauer von innerstaatlichen Konflikten in der Politikwissenschaft und in der Konfliktforschung ein wichtiges Forschungsgebiet ausmacht. Dennoch gibt es in diesem Bereich genügend Forschungslücken, die es zu schließen gilt. Eine offene Frage lautet: Welche Auswirkung haben Waffenimporte an die Regierung auf Dynamiken in innerstaatlichen Konflikten.

Die Verfügbarkeit von Waffen ist eine notwendige Voraussetzung, damit sich Konfliktparteien überhaupt bekriegen können. Waffenimporte liefern somit die grundlegenden Werkzeuge der kriegerischen Konfliktaustragung. Eine Analyse der Waffenimporte ist zudem relevant, da mit diesen das Kräfteverhältnis zwischen den Konfliktparteien beeinflusst wird - dies hat wiederum Auswirkungen auf die Dauer eines Konfliktes ([Buhaug et al., 2009](#); [Cunningham et al., 2009](#)). Diese Zusammenhänge wurden bisher jedoch nicht ausreichend von der Forschung untersucht - sowohl theoretisch, als auch empirisch. Zum jetzigen Zeitpunkt existiert nur eine einzige Veröffentlichung, welche den Einfluss von Waffenimporten an die Regierung auf die Dauer von innerstaatlichen Konflikten untersucht ([Moore, 2012](#)).

Des Weiteren hat die neuere Forschung festgestellt, dass aus der Analyse von Konflikt-Dynamiken bessere Modelle folgen ([Chiba et al., 2015](#); [Fukumoto, 2015](#)). Der Großteil der Forschung hat sich jedoch rein auf die Analyse der tatsächlichen Konflikt dauern konzentriert – zum Beispiel [Fearon \(2004\)](#); [Collier et al. \(2004\)](#); [Fortna \(2004\)](#); [de Rouen](#)

and Sobek (2004); Balch-Lindsay and Enterline (2000). Dieses Vorgehen ist aus mindestens drei Gründen problematisch ist. Erstens flammen viele militärische Konflikte wieder auf (Chiba et al., 2015). Kriegs- und Friedenszeiten können somit Teil eines andauernden Konfliktes sein. Dieser setzt sich dann aus mehreren Kriegs- und Friedensphasen zusammen. Zweitens, können zwischen den einzelnen Phasen Interdependenzen bestehen. Die Dauer der Vorkriegszeit (Kriegszeit) kann also die Dauer der Kriegszeit (Nachkriegszeit) beeinflussen. Kovariablen können auch auf die Dauer der verschiedenen Phasen jeweils unterschiedlichen Einfluss ausüben (Chiba et al., 2015; Reed, 2000; Jones and Metzger, 2016; Fukumoto, 2015).

Drittens besteht bei der Konzentrierung auf eine einzelne Phase ein Problem bezüglich der Fallauswahl (Boehmke et al., 2006; Diehl, 2006; Reed, 2000). Gerade bei Analysen von Konflikt dauern werden in die Survival-Modelle nur Fälle aufgenommen, bei denen ein Konflikt ausgebrochen ist. Das es womöglich Prozesse gibt, die diese Fallauswahl beeinflussen und deshalb statistische Probleme auftreten können, wird in diesen Arbeiten meist nicht bedacht oder diskutiert. Die Folge ist ein möglicher Selection-Bias und verzerrte Schätzer. Die drei Punkte zusammenfassend hat die aktuelle Konfliktforschung festgestellt, dass es wichtig ist, die Dynamiken eines Konfliktes zu betrachten, statt das Augenmerk nur auf eine einzelne Phase zu richten.

Ziel der Masterarbeit ist es daher, den Import von Waffen an die Regierung und die Analyse von Konflikt dynamiken theoretisch und empirisch zusammenzuführen. Damit wird zum einen das Forschungsfeld durch einen neuen Einflussfaktor ergänzt und zweitens dessen Einfluss auf den gesamten Konfliktprozess untersucht.

Um dieses Ziel zu erreichen, wird die Arbeit folgendermaßen vorgehen: Zunächst werden in Kapitel 2 notwendige Definitionen vorgenommen und der Begriff *Konflikt-Dynamiken* eingegrenzt. Anschließend wird eine kurze Einführung in die Modellierung von Überlebensdauern geben. Dies soll zum besseren Verständnis der darauf folgenden Kapitel dienen.

Die anschließende Literaturübersicht gliedert sich in zwei Teile. In Kapitel 3 werden die Ergebnisse von einfachen Survival-Analysen präsentiert - sprich Analysen, die nur die Länge der militärischen Konfliktphase oder Friedenszeiten untersuchen. Der Fokus liegt hierbei auf den erklärenden Variablen und den gewählten Methoden. Anschließend wer-

den in [Kapitel 4](#) fortgeschrittenere Modelle vorgestellt. Der Fokus wird auf die jeweilige statistische Modellierung gelegt - darunter fallen Interdependenzen, die Berücksichtigung der Fallauswahl und Mehrphasenmodellen.

In [Kapitel 5](#) wird das theoretische Fundament der Arbeit gelegt. Auf der Literaturübersicht aufbauend wird diskutiert, welchen Einfluss Waffenimporte auf die Dauer der Vor- und Nachkriegszeit, die Konfliktzeit und den gesamten Dynamik-Prozess haben können. Aus der Diskussion werden anschließend die Forschungshypothesen abgeleitet.

Daran anknüpfend enthält [Kapitel 6](#) die empirische Analyse. Hierfür wird zunächst die Datengrundlage präsentiert und deskriptiv aufgearbeitet. Anschließend wird das statistische Modell von [Chiba et al. \(2015\)](#) eingeführt. Drittens wird die hier gewählte Operationalisierungsstrategie vorgestellt und die entsprechenden Ergebnisse präsentiert. Darauf folgt eine Diskussion der Modellgüte und Robustheit.

Im Schlusskapitel werden die Haupteckkenntnisse der Masterarbeit gebündelt, bestehende Probleme aufgezeigt und sich daraus ergebende Forschungslücken vorgeschlagen.

2 Theoretische Grundlagen

In diesem Kapitel wird der Begriff *Konflikt-Dynamiken* definiert und eine kurze Einführung in die Modellierung von Überlebensdauern gegeben¹.

2.1 Definition von Konflikt-Dynamiken

Um den Begriff Konflikt-Dynamiken definieren zu können, ist es hilfreich die Begriffe Konflikt und Dynamiken separat zu untersuchen und anschließend zusammenzuführen. Konflikte in Bürgerkriegen entsprechen „disagreements between two actors located within a single state’s borders“ ([Jones and Metzger, 2016](#), 2). Die Akteure bestehen aus der Regierungsseite eines Landes und mindestens einem nichtstaatlichen Akteur – beispielsweise einer Rebellengruppe. Die Grenze zwischen friedlicher und militärischer Austragung von Konflikten (Bürgerkrieg) wird in der Forschung meist über die Zahl an Kriegsoptionen gemessen. Weit verbreitete Bürgerkriegsdefinitionen gehen von mindestens 25 oder 1000 Todesfällen aus. ([Sambanis, 2002](#), vgl.218) Die hier verwendete Definition stammt von [UCDP \(2016\)](#). Das Institut definiert einen innerstaatlichen Konflikt als „a contested incompatibility that concerns government and/or territory where the use of armed force between two parties, of which at least one is the government of a state, results in at least 25 battle-related deaths in a calendar year“ ([UCDP, 2016](#)). [Fearon \(2004\)](#) liefert zusätzlich eine interessante Diskussion, wie der Beginn und das Ende eines Bürgerkrieges überhaupt definiert werden können.

Der Begriff der Dynamik ist etwas schwammiger. Einen für diese Masterarbeit hilfreichen Ansatzpunkt liefern [Jones and Metzger \(2016\)](#). Für ihre Arbeit definieren sie Dynamik als „a process that unfolds across several stages“ ([Jones and Metzger, 2016](#), 2). Sie bezeichnen ihre Definition daher als „a stage conception of dynamics“.

Konflikte werden also als Prozesse zu betrachten, die aus verschiedenen Phasen bestehen. „The precise number and nature of the phases within a conflict process may vary,

¹[Kapitel 2](#), [Kapitel 3](#) und [Kapitel 4](#) sind Teil einer für diese Masterarbeit erstellten Hausarbeit

depending on the theory to be tested and available data“ (Jones and Metzger, 2016, 5). Gleichzeitig können Interdependenzen zwischen den einzelnen Phasen bestehen - „what happens in an earlier phase (or phases) has an impact on the dynamics of subsequent phases“ (Diehl, 2006, 206).

Kurz gesagt folgt aus diesem Ansatz, dass nicht einzelne Teile eines Konflikts separat betrachtet werden, sondern die Entwicklung und Zusammenhänge über mehrere Abschnitte eines Konflikts hinweg. Der Begriff *Konflikt-Dynamiken* beschreibt somit eher eine Betrachtungsweise von Konflikten, als einen spezifischen Wirkungsmechanismus. Arbeiten, die dieser Ansicht folgen, stammen beispielsweise von Chiba et al. (2015); Diehl (2006); Jones and Metzger (2016); Fukumoto (2015). Auch für die Masterarbeit ist diese Auffassung von Konflikt-Dynamiken sinnvoll.

Eine weitere Definition betrifft den Import von Waffen. Die Daten hierzu stammen vom Stockholm International Peace Research Institut (SIPRI). Das Institut unterscheidet zwischen dem Import von „Major Conventional Weapons“ (MCW) und „Small Arms and Light Weapons“ (SALW). Auf Grund der besseren Datenlage werden in dieser Arbeit nur MCW-Importe an die Regierungsseite untersucht. Diese werden von SIPRI mit einem „Trend-Indicator Value“ quantifiziert und pro Land pro Jahr erhoben. „The TIV is based on the known unit production costs of a core set of weapons and is intended to represent the transfer of military resources rather than the financial value of the transfer. ... This data is intended to provide a common unit to allow the measurement if trends in the flow of arms to particular countries and regions over time.“ (SIPRI, 2017). Ein Beispiel: „In 2009, Germany delivered 6 Eurofighter combat aircraft to Austria. One Eurofighter is valued at 55 million SIPRI TIV. Therefore the delivery is valued at 330 million SIPRI TIV“ (SIPRI, 2017).

2.2 Einführung in die Analyse von Überlebensdauern

Um die in den folgenden Kapiteln vorgestellten Modelle besser zu verstehen, wird zunächst eine kurze Einführung in die Analyse von Lebensdauern in Hinblick auf innerstaatliche Konflikte gegeben. Inhaltlich beruht dieser Teil auf dem Lehrbuch „Induktive Statistik“ von Helge Toutenburg und Christian Heumann (Toutenburg and Heumann, 2008, 289-308) und den Lehrbüchern von Kleinbaum and Klein (2012) und Moore (2016). Des Weiteren beschränkt sich die Einführung auf die Dauer einer einzelnen Phase. Auch die Modellierung von zeitabhängigen Kovariablen wird hier nicht diskutiert.

2.2.1 Hintergrund, Annahmen, Notation

Das Ziel von Überlebensdaueranalysen ist es dem Namen nach Überlebensdauern zu analysieren - sprich die abhängige Variable ist die Zeit bis ein Ereignis (Event) eintritt. Im Falle eines Bürgerkriegs entspricht dies der Dauer eines Krieges bis das Ereignis Frieden eintritt. Die Zeit kann in unterschiedlichen Formaten wie Jahren, Wochen, Tagen oder Stunden gemessen werden.

Ein spezieller Faktor bei Überlebensdaueranalysen ergibt sich aus dem Anfang und Ende des Erhebungszeitraumes. Es gibt immer Einheiten, bei denen zum Studienende das Ereignis noch nicht eingetreten ist. Dies wird als Rechtszensur definiert. Bürgerkriege, die zum Endpunkt der Datenerhebung noch andauern, gelten damit als rechtszensiert. Untersuchungseinheiten können zudem während des Erhebungszeitraumes aus externen Gründen aus der Population ausscheiden. Auch diese Beobachtungen gelten als zensiert. Weitere Zensierungsmöglichkeiten sind die Links- und Intervallzensierung ([Toutenburg and Heumann, 2008, 290](#)).

Damit ergibt sich folgende Datenstruktur: Für jede Beobachtungseinheit werden zwei Zufallsvariablen erhoben - die Dauer von Erhebungsbeginn bis zum Eintreten des Ereignisses/Zensierung (Überlebensdauer) und eine binäre Variable, die aussagt, ob bei der Beobachtungseinheit das Ereignis eingetreten ist (oder eine Zensierung vorliegt). Die Überlebensdauer ist in der Regel eine stetige, positive Zufallsvariable mit einer Dichte- und einer Verteilungsfunktion. „Ziel ist die Schätzung von Überlebenswahrscheinlichkeiten und ihr Vergleich bezüglich verschiedener Gruppen“ ([Toutenburg and Heumann, 2008, 290](#)).

Um dies schätzen zu können, sind zwei quantitative Maße wichtig. Aus der Verteilungsfunktion der Überlebensdauer $F(t) = P(T \leq t)$ ergibt sich die sogenannte Survivorfunktion $S(t) = 1 - F(t)$. Wobei T der Überlebensdauer einer Beobachtungseinheit und t einem interessierenden Wert für T entspricht. Die Survivorfunktion „gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass die Versuchseinheit eine Lebensdauer von mindestens t hat“ ([Toutenburg and Heumann, 2008, 291](#)). Sie ist monoton fallend.

Das zweite wichtige Maß ist die sogenannte Hazardrate. Sie entspricht dem Risiko eines Ereignisses zum Zeitpunkt t und wird mit $h(t)$ oder $\lambda(t)$ deklariert. Zwischen Hazardrate und Survivorfunktion gibt es folgende Zusammenhänge ([Toutenburg and Heumann,](#)

2008, vgl 292):

$$\begin{aligned}h(t) &= \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \\ \int_0^t h(s) ds &= -\ln(S(t)) \\ S(t) &= \exp\left(-\int_0^t h(s) ds\right) \\ f(t) &= h(t) * S(t) = h(t)\exp\left(-\int_0^t h(s) ds\right)\end{aligned}$$

Mittels der Hazardrate lässt sich somit die Survivorfunktion und die Dichte der Überlebenszeit bestimmen. „Die Hazardrate definiert also den Typ der Lebensdauerverteilung. ... Die wesentliche statistische Aufgabe ist die Schätzung der Hazardrate und der Survivorfunktion“ (Toutenburg and Heumann, 2008, 292).

Für die Schätzung von Hazardrate und Survivorfunktionen gibt es verschiedene Verfahren. Eine einfache nichtparametrische Methode sind Kaplan-Meier-Schätzer (Toutenburg and Heumann, 2008, 292–300). Mit diesem lassen sich jedoch nur Unterschiede in Subgruppen testen. Die Einbeziehung von metrischen Kovariablen ist nicht möglich. Geeigneter sind daher semiparametrische Ansätze wie das Proportional-Hazard Modell von Cox oder parametrische Schätzungen, die auf Verteilungsannahmen beruhen - beispielsweise der Weibull-Verteilung. Cox-Regressionen und parametrische Modelle machen den Hauptteil der Analyse von Konflikt dauern aus. Deswegen werden deren Grundideen kurz vorgestellt.

2.2.2 Cox-Regression

Um den Einfluss von Kovariablen in die Modellierung mit aufnehmen zu können, wird in der Cox-Regression folgende Hazardfunktion für das i -te Individuum verwendet: (Toutenburg and Heumann, 2008, vgl 301-304)

$$h_i(t) = h_0(t) * \exp(x_i^T \beta)$$

mit $h_0(t)$ als unbekannte Baseline-Hazard und $x_i = (x_{1i}, \dots, x_{ki})^T$ als Vektor der unabhängigen Variablen des i -ten Individuums. Für $\beta = 0$ folgen demnach alle Individuen der Baseline-Hazardrate. „Die Schätzung des Parametervektors β wird nur an den tatsächlichen Ereigniszeitpunkten vorgenommen“ (Toutenburg and Heumann, 2008,

301). Die Baseline-Hazardrate ist somit unabhängig von β , sowie den Kovariablen und hat keine Verteilungsannahme. Deshalb wird dieses Modell als semiparametrisch bezeichnet und in der Literatur bevorzugt verwendet (Box-Steffensmeier and Zorn, 2002; Box-Steffensmeier et al., 2003).

Die Schätzung der β wird mit der üblichen Maximum-Likelihood-Methode vollzogen. Da dabei jedoch die Baseline-Hazardrate und die zensierten Daten nicht betrachtet werden, wird die zugrundeliegende Likelihood-Funktion als partieller Likelihood definiert. Ein weiterer wichtiger Baustein ist der relative Hazard. Er ergibt sich aus dem Quotienten $\frac{h_i(t)}{h_0(t)}$.

$$\ln\left(\frac{h_i(t)}{h_0(t)}\right) = \ln\left(\frac{h_0(t) * \exp(x_i^T \beta)}{h_0(t)}\right) = x_i^T \beta$$

Wird im Nenner statt der Baseline-Hazardrate die Hazardrate für ein Individuum $j \neq i$ eingesetzt, ergibt sich analog die sogenannte Hazard-Ratio.

2.2.3 Parametrische Verteilungen

Im Gegensatz zur Cox-Regression wird bei parametrischen Modellen der Überlebensdauer T eine Verteilung zugeschrieben (Toutenburg and Heumann, 2008, vgl 301-304). Die gängigsten Modelle sind die Exponentialverteilung und die Weibull-Verteilung.

- Exponentialverteilung

Mit dieser Verteilung wird angenommen, dass die Hazardrate über den gesamten Beobachtungszeitraum konstant bleibt, das heißt $h(t) = \lambda$. Für die Survivor-Funktion folgt daraus:

$$S(T) = \exp\left(-\int_0^t h(u) du\right) = \exp(-\lambda t)$$

„Je größer das Ereignisrisiko λ ist, desto kleiner fällt die mittlere Verweildauer aus“ (Toutenburg and Heumann, 2008, 305). Um nun den Einfluss von Kovariablen mit aufzunehmen, wird folgendermaßen vorgegangen. Da die Hazardrate bei der Exponentialverteilung konstant ist, kann „die interindividuelle Variabilität der Hazardraten verschiedener Beobachtungseinheiten nur durch spezifische Kovariablenvektoren erklärt werden“ (Toutenburg and Heumann, 2008, 306). Dies führt zu: $h(t) = \lambda = \exp(-\beta_0 - x^T \beta)$.

- Weibull-Verteilung

Im Gegensatz zur Exponentialverteilung ist die Hazardrate bei der Weibull-Verteilung nicht konstant. Sie kann mit der Zeit monoton zu- oder abnehmen und wird durch den Shape-Parameter α bestimmt. Für den Fall $\alpha = 1$ folgt T wieder einer Exponentialverteilung. Damit ergibt sich für die Hazardrate und die Survivorfunktion (Toutenburg and Heumann, 2008, vgl 307):

$$h(t) = \lambda\alpha(\lambda t)^{\alpha-1}$$

$$S(t) = \exp(-(\lambda t)^\alpha)$$

Um den Einfluss von Kovariablen zu berücksichtigen, wird für λ wieder $\lambda = \exp(-\beta_0 - x^T\beta)$ eingesetzt.

Die Schätzung der Parameter verläuft in beiden Fällen über die Maximum-Likelihood-Methode. Übertragen auf die Dauer von Bürgerkriegen folgt mit der Exponentialverteilung, dass das Risiko für Frieden über die Zeit konstant bleibt und nur durch die Kovariablen beeinflusst wird. Bei der Modellierung über eine Weibull-Verteilung ist es hingegen möglich, dass das Risiko für Frieden mit der Zeit zu- oder abnimmt. Wird hingegen ein Cox-Modell verwendet, wird keinerlei Annahme an die Verteilung der Überlebenszeit und Hazardrate gesetzt.

Zusammenfassend wurde in diesem Kapitel der Begriff *Konflikt-Dynamiken* erläutert und eine kurze Einführung die Analyse von Überlebensdauern geben. In den folgenden zwei Kapiteln wird untersucht, zu welchen Ergebnissen die Forschung bezüglich Konflikt-dynamiken gekommen ist und welche Varianten und Erweiterungen der oben skizzierten Methoden verwendet wurden.

3 Einfache Survival Modelle

Dieses Kapitel präsentiert die wesentlichen Forschungsergebnisse der Analyse von Konflikt dauern. Sie werden hier als einfache Modelle bezeichnet, da diese Arbeiten nur eine einzelne Phase betrachten - Krieg oder Frieden. *Einfach* bedeutet also nicht, dass simple Modelle verwendet werden, sondern, dass nicht mehrere Phasen gleichzeitig untersucht werden. Unter diesem Blickwinkel gliedert sich die Forschung in Analysen, die die Dauer von Bürgerkriegen und Analysen, die Friedenszeiten vor oder nach einem Bürgerkrieg untersuchen.

Wie lassen sich die Arbeiten weiter kategorisieren? [Hegre \(2004\)](#) nimmt beispielsweise eine Unterteilung in vier Gruppen vor: Die Motivation der Rebellen, die Finanzierung von Rebellen, Wahrnehmungsprobleme und viertens militärische Faktoren sowie die Staatskapazität. Diese Methode zur Aufteilung der Forschung geht somit eher Theorie getrieben vor. In dieser Masterarbeit wird jedoch ein anderer Zugang gewählt. Viele Forschungsarbeiten verwenden die selben Variablen, um unterschiedlichen Thesen zu operationalisieren. Eine Variable kann deshalb unter Umständen für mehrere Erklärungen verwendet werden. [Collier et al. \(2004\)](#) diskutieren beispielsweise welcher Rebellenmotivation der signifikante Effekt von Einkommensungleichheit zugeschrieben werden kann. „The routes by which it affects the duration of conflict are open to multiple interpretations“ ([Collier et al., 2004](#), 262).

Deshalb wird hier das Forschungsfeld anhand des Variablen-Levels unterteilt. [Collier et al. \(2004\)](#) betrachten beispielsweise zwei Ebenen. Zum einen Variablen, die sich auf die Struktur und Eigenschaften des betroffenen Landes beziehen. Darunter fallen beispielsweise die Einkommens-Ungleichheit, die ethnische Fraktionalisierung, die Größe der Bevölkerung und geografische Eigenschaften eines Landes. Die zweite Ebene sind bei [Collier et al. \(2004\)](#) externe Hilfen auf Seiten der Rebellen oder der Regierung.

Insgesamt lassen sich vier solcher Ebenen in der Forschung ausmachen. Zum einen die

oben beschriebenen Eigenschaften des spezifischen Landes (Country-Level Variablen). Der zweite Faktor, der die Länge eines Konflikts beeinflussen kann, besteht aus den strukturellen Eigenschaften der Kontrahenten. Darunter fallen Variablen für die Staatskapazität, die Struktur der Rebellen, sowie die militärischen Mittel, die beiden Seiten zur Verfügung stehen. Drittens kann der Einfluss des Bürgerkrieg-Typs untersucht werden - beispielsweise unterschiedliche Längen von sezeessionistischen Kriegen oder versuchten Machtübernahmen. Die vierte Ebene besteht, wie oben genannt, aus externen Einflüssen auf ein Land. Darunter fallen sowohl militärische als auch zivile Interventionen und Hilfesmaßnahmen.

Im Folgenden wird analysiert, welche Variablen innerhalb der Ebenen untersucht werden, welche Einflüsse sich daraus auf die Dauer von Bürgerkriegen oder Frieden ergeben und welche statistischen Methoden in den Arbeiten Verwendung finden.

3.1 Die Dauer von Bürgerkriegen

3.1.1 Landesspezifische Charakteristika

Die Eigenschaften eines Landes lassen sich wiederum in verschiedenen Kategorien unterteilen. Zum einen gibt es Variablen, die den wirtschaftlichen und sozialen Zustand eines Landes beschreiben. Darunter fallen das GDP pro Kopf, Metriken für Einkommensunterschiede, die Größe der Bevölkerung, ethnische und religiöse Fraktionalisierung, Variablen die mögliche Unterdrückungen der Bevölkerung klassifizieren und Demokratie-Indizes. Zum anderen gibt es Variablen, die geografische Eigenschaften eines Landes messen. Darunter fallen die Fläche des Staates, Metriken für Gebirge und Wälder, sowie die Ausstattung mit Rohstoffen und anderen exportierbaren Waren.

Die am häufigsten verwendete Variable für den Wohlstand und die ökonomische Entwicklung eines Landes ist das **GDP-per-Capita**. Je höher diese Metrik ausfällt, desto größer ist das Risiko für Frieden. Sprich, ein Anstieg des GDP-per-Capita verkürzt die Dauer von Bürgerkriegen. (Collier et al., 2004, 262) kommen zu dem Ergebnis: „A 10 percent increase in per capita income is associated with a 5 percent reduction in the duration of conflict, the elasticity being 0.5“ (Collier et al., 2004). Die Wirkungsweise des ökonomischen Entwicklungsstandes wird von den meisten Arbeiten unterstützt. (Balch-Lindsay et al., 2008; Fearon, 2004; Buhaug et al., 2009; Hegre, 2004; Bleaney and

Dimico, 2011).

Weniger Beachtung findet jedoch, wie sich das Prokopfeinkommen auf die Bevölkerung verteilt. Nur Collier et al. (2004) nehmen eine Variable für die **wirtschaftliche Ungleichheit** in das Modell auf. Sie deklarieren diese jedoch als die wichtigste Variable. „A ten-point increase in the Gini coefficient (from 41 to 51) increases the expected duration of conflict from 59 months to 144 months “ (Collier et al., 2004, 262).

Deutlich mehr Beachtung findet die **ethnische Fraktionalisierung** der Bevölkerung. Diese Variable wird meist über den ELF-Index gemessen, der die Wahrscheinlichkeit angibt, dass zwei zufällig ausgewählte Personen die gleiche Sprache sprechen. Einen alternativen Ansatz die Fraktionalisierung zu messen, liefern Cedermann et al. (2010) mit dem Ethnic-Power-Relations Datensatz (EPR). Im Bezug auf die Dauer von Bürgerkriegen ergeben sich gemischte Ergebnisse:

(Cunningham et al., 2009, 587) sehen keine Hinweis, dass höhere ethnische Fraktionalisierung Bürgerkriege verlängert. Im Gegenteil: „The coefficient estimate is positive, indicating that conflicts are more likely to terminate the higher a societys ethnic and linguistic fractionalization“ (Cunningham et al., 2009, 587). Collier et al. (2004) bauen diesen Index in quadratischer Form in ihr Modell ein und kommen so zu einem etwas genaueren Ergebnis. „The duration of conflict is at its maximum when ethnic fractionalization is around 50 on its 0-100 range. This typically occurs when the society has two or three large ethnic groups“ (Collier et al., 2004, 261). Elbadawi and Sambanis (2002) unterstützen diese These prinzipiell, stellen den Effekt jedoch vor allem für sehr arme Länder fest. Fearon (2004) findet in seinem bivariaten Weibull-Modell nur einen sehr schwachen Effekt, da die Variable negativ mit der Coups—Revolutionen korreliert. Seine Erklärung: „long-lasting peripheral insurgencies are more common in ethnically diverse countries, whereas more homogeneous countries, especially in Latin America, have been more likely to have the brief civil wars that emerge from coups or revolution“ (Fearon, 2004, 287). Mit dieser Variable verwandt, ist die Analyse ethnischer Bürgerkriege. Dies wird im entsprechenden Kapitel zu den Auswirkungen der verschiedenen Kriegstypen behandelt.

Neben der Fraktionalisierung wird in einigen Arbeiten auch die **Bevölkerungsgröße** untersucht. Die Ergebnisse deuten daraufhin, dass Konflikte länger andauern, wenn die

Bevölkerung groß ist (Cunningham et al., 2009, 587). Der Wirkungsmechanismus der Variable ist jedoch umstritten. Fearon (2004) sieht zwar einen signifikanten Effekt, aber „larger states, it turns out, have been more prone to sons-of-the-soil dynamics, and have tended not to have coup or revolutionary wars and the short durations associated with them“ (Fearon, 2004, 287). Ähnlich argumentieren Collier et al. (2004): „More populous countries tend to have more rebellions, though not necessarily more than proportionately to their population, and so may have several under way at the same time“ (Collier et al., 2004, 263). Wucherpfennig et al. (2012) finden hingegen überhaupt keinen signifikanten Effekt dieser Variable in ihren Daten.

Thematisch zur Bevölkerung zugehörig ist das **politische System** des jeweiligen Landes. Die Forschungsarbeiten interessieren sich dafür ob ein Land autokratisch, demokratisch oder in der Mitte (Anokratie) liegt und welcher Einfluss sich daraus auf die Dauer eines Konfliktes ergibt. Dies wird in der Regel über einen Index operationalisiert - zum Beispiel den Polity-IV-Score (Marshall et al., 2015). Gegen die Intuition finden Cunningham et al. (2009) keinen positiven Effekt von Demokratie auf die Hazardrate - „indicating that conflicts in democratic states tend to be less likely to end“ (Cunningham et al., 2009, 586). Im Gegensatz dazu ergibt sich bei Balch-Lindsay et al. (2008) ein umgedrehter Effekt - Demokratien verkürzen dort Kriege. Allerdings ist die Variable in ihrem Modell nicht signifikant. Auch bei Fearon (2004) und Collier et al. (2004) hat das Demokratie-Level keinen signifikanten Einfluss.

Neben den ökonomischen und sozialen Eigenschaften eines Landes untersucht die Forschung auch den Einfluss von **geografischen Merkmalen** auf die Dauer von Bürgerkriegen. Hier werden verschiedene Merkmale erhoben: topografische Eigenschaften, die Ausstattung mit Rohstoffen und Maßzahlen für Distanzen, sowie die Größe eines Landes.

Unter die **topografischen Eigenschaften** fallen Maße für den Anteil an Bergen und Wäldern. Die Idee: Unwegsames Gelände hilft den Rebellen und könnte daher Konflikte verlängern. In einem ersten Aufschlag stellen Collier et al. (2004) jedoch keinen signifikanten Zusammenhang fest. „The results suggest that in the circumstances where it has proved feasible to escalate a conflict to a substantial scale ... it can be sustained militarily even without favourable geography“ (Collier et al., 2004, 266). Ein Ergebnis, dass unter anderem von Bleaney and Dimico (2011) bestätigt wird.

Auch dem **Vorkommen von Rohstoffen** wie Erdöl und Diamanten wird in der Theorie eine Konflikt-verlängernde Wirkung zugeschrieben. Gleiches gilt für **Drogen** wie Koka und Opium. Theoretischer Hintergrund: Rebellen können mit diesen Produkten leicht an Geld gelangen und so ausreichend finanzielle Mittel für ihren Kampf generieren (Hegre, 2004, vgl. 246-247). Dieser Zusammenhang wird von etlichen Arbeiten unterstützt (Ross, 2004; Collier et al., 2004; Fearon, 2004; Wucherpfennig et al., 2012; Hegre, 2004).

Möglich ist allerdings, dass es nicht unbedingt entscheidend ist, ob ein Land an sich Rohstoffe oder unwegsames Gelände aufweist, sondern dass die Landschaft, in der ein Konflikt ausgetragen wird, entsprechende Eigenschaften besitzt: „Knowing that a country is mountainous, forested, bountiful in drugs production, or rich in diamond deposits is not enough“ (Buhaug et al., 2009, 566). Mit der Hilfe von präzisen **Geodaten zu Konflikten** können Buhaug et al. (2009) den Wirkungsmechanismus von geografischen Faktoren auf der Subnationalenebene untersuchen. Ihr Hauptergebnis: „Conflicts located at considerable distance from the main government stronghold, along remote international borders and in regions with valuable minerals last substantially longer“ (Buhaug et al., 2009, 544). Mineralien umfassen dabei Edelsteine, Erdöl und Erdgas. Im Gegensatz zu den Ergebnissen von Fearon (2004) hätten Drogen jedoch keinen systematischen Effekt auf die Dauer von Konflikten. „It even has the opposite sign of what might be expected“ (Buhaug et al., 2009, 562).

In Bezug auf Berge und Wälder bestätigen die Autoren die Ergebnisse von Collier et al. (2004); Bleaney and Dimico (2011). Auch auf einer subnationalen Ebene haben diese Variablen keinen signifikanten Einfluss auf die Konfliktdauer. Hier diskutieren die Autoren drei mögliche Punkte. Erstens könnten die Variablen wirklich keinen Einfluss haben, zweitens könnten die vorhandenen Daten zu ungenau sein und drittens, könnte unwegsames Gelände nur in der Anfangsphase eines Konflikts Bedeutung haben - bevor die Rebellen in offenen Kampf übergehen. „Therefore, in the most protracted conflicts, the balance of power between the government and the opposition is close to equal, and rough mountains become less crucial from a military-strategic point of view“ (Buhaug et al., 2009, 563).

3.1.2 Eigenschaften des Staates und der Rebellen

Im Zusammenhang mit dem Import von Waffen ist dieser Abschnitt von besonderem Interesse. Die Ausstattung beider Kriegsparteien mit Waffen ist eine notwendige Voraussetzung für einen Bürgerkrieg. Waffenimporte können dabei die Balance zwischen beiden Seiten beeinflussen. Dieser Faktor wurde bisher jedoch nicht von der Forschung aufgegriffen. Ein möglicher Grund: das Messen des Einflusses von „military capabilities“ ist sehr kompliziert. (Fearon, 2004, vgl. 298). Dennoch gibt es verschiedene Arbeiten, die den Einfluss der Stärke der Rebellen und der Regierung auf die Dauer von Bürgerkriegen untersuchen.

Cunningham et al. (2009) liefern die umfangreichste Analyse zur **Struktur von Rebellen**. Sie argumentieren, dass die Modellierung von Variablen auf staatlicher Ebene, nicht ausreicht: „Looking only at government or country-level characteristics obviously cannot account for variation in conflict duration and outcome across groups“ (Cunningham et al., 2009, 572). Ihr Gegenargument lautet: „The outcome and duration of civil wars is a function of the balance of military capabilities between states and rebels as well as incentives to find peaceful settlements“ (Cunningham et al., 2009, 572). Sie greifen damit auf ein Interaktions- und Verhandlungsmodell zurück - wie es beispielsweise von Werner and Yuen (2005) prominent aufgestellt wird.

Ermöglicht wird diese dyadische Herangehensweise durch einen neuen Datensatz (Non-State Actor Datensatz: NSA). Dazu haben sie die Uppsala/Prio-Daten (UCDP) mit Informationen zu den jeweils beteiligten nichtstaatlichen Akteuren in den Konflikten angereichert. Dazu gehören binäre Variablen, die messen, ob eine Rebellengruppe eine klare Führung besitzt und ob diese die Gruppe auch kontrolliert. Zweitens verwenden sie eine dichotome Variable, die misst, ob die Rebellen im Vergleich zur Regierung eine relativ hohe Rekrutierungs-Kapazität aufweisen. Auch die Fähigkeiten einer Rebellengruppe sich mit Waffen zu versorgen und die Kampfkraft wird von den Autoren binär kodiert. Daraus leiten sie eine ordinale Variable ab, die angibt, ob eine Rebellengruppe schwach, ausgeglichen oder stark genug ist einen Krieg zu führen. Des Weiteren untersuchen sie, ob die Rebellen ein Gebiet kontrollieren und wie stark diese Kontrolle ist.

Ihr Cox-Regression liefert folgendes Ergebnis: „All of the indicators of strong nonstate actors ... increase the hazard rate, or make it more likely that a conflict will end when rebels can pose a serious challenge to a government“ (Cunningham et al., 2009, 586).

Nicht signifikante Variablen in diesem Block sind lediglich die Kampfkraft und eine zentrale Organisation. „We see these results as providing considerable evidence in support, that insurgents with stronger military capabilities tend to be associated with shorter conflicts“ (Cunningham et al., 2009, 586).

Buhaug et al. (2009) untersuchen neben geografischen Faktoren auch die „Rebel-Fighting-Capacity“. Dazu greifen die Autoren auf Kampfkraft-Variable von Cunningham et al. (2009) zurück, verwenden sie allerdings in einer dichotomen Variante. Das Ergebnis ihrer Weibull-Modelle: „Rebel military capacity in its own right increases the prospects of a civil conflict ending within a short time period“ (Buhaug et al., 2009, 544).

Auch Wucherpfennig et al. (2012) verwenden zur Untersuchung von ethnischen Konflikten den NSA-Datensatz. Sie verbinden ihn jedoch mit dem EPR-Datensatz. Abhängige Variable ist hier die Dauer von ethnischen Konflikten, sprich ein Subsample aller innerstaatlichen Konflikte, die bei Cunningham et al. (2009) untersucht werden. Interessanterweise ist in diesem Sample die Variable für eine zentrale Organisation signifikant und verkürzt die Konfliktdauer. Kontrolle über ein Territorium und ein politisch legaler Flügel der Rebellen verlängern hingegen den Konflikt.

Ein weitere Faktor, der in diesem Zusammenhang untersucht wird, ist die **Anzahl an beteiligten Akteuren**. Cunningham (2006) überträgt beispielsweise den Veto-Player-Ansatz auf Bürgerkriege. Das Resultat: Je mehr Rebellengruppen als Veto-Player an einem Konflikt beteiligt sind, desto länger dauern die Konflikte. Das Cox-Modell von Cunningham et al. (2009) enthält deswegen eine Variable, die misst ob mehr als eine Konflikt-Dyade innerhalb eines Landes existiert. Die Variable ist signifikant: Je höher die Anzahl, desto länger dauern Konflikte an. Auch Wucherpfennig et al. (2012) kontrollieren auf die Anzahl der Rebellengruppen in ethnischen Konflikten. Die Variable hat zwar das entsprechende Vorzeichen, ist aber nicht signifikant.

Ein Aspekt, der überraschender Weise noch eigenständig untersucht wurde, ist die **Staatskapazität**. Metternich (2011) baut als einziger eine entsprechende Variable in sein Modell ein. „State capacity is associated with shorter conflict duration across all models, but this effect is not statistically significant at conventional levels“ (Metternich, 2011, 927). Aus den empirischen Ergebnissen ergibt sich nur, dass stärkere Rebellen zu kürzeren Konflikten führen. Dies lässt Fearon (2004) jedoch argumentieren: „increa-

sing one side's probability of decisive victory shortens expected war duration“ (Fearon, 2004, 298). Als Beispiel nennt er die kurzen Kriege nach der Auflösung der Sowjetunion, bei denen sich von außen unterstützte Rebellengruppen gegen einen schwachen Staat durchgesetzt haben. Allerdings lassen sich Variablen wie ein Demokratie-Index oder das GDP-per-Capita auch als Eigenschaften des jeweiligen Staates interpretieren. Der Einfluss dieser Variablen wurde in [Unterabschnitt 3.1.1](#) bereits ausführlich behandelt. Festzuhalten bleibt, dass Staatsmerkmale wie eine Verfassung, Justiz oder Pressefreiheit offenbar noch nicht im Kontext von Bürgerkriegsdauern untersucht wurden - zumindest ergab dies die Recherche für diese Masterarbeit.

3.1.3 Verschiedene Bürgerkriegstypen

Neben den Country-Level-Variablen und den Eigenschaften der Konfliktparteien, lässt sich auch zwischen verschiedenen Konflikt-Typen unterscheiden. Vorreiter in diesem Strang ist [Fearon \(2004\)](#). Er unterscheidet zunächst deskriptiv zwischen fünf verschiedenen Bürgerkriegstypen, die sich jeweils in ihrer Länge und Charakteristik differenzieren.

Die erste Gruppe besteht aus Machtübernahmen und Revolutionen. Konflikte dieser Art seien von relativ kurzer Dauer (Median bei 2,1 Jahren) und würden vergleichsweise wenig Menschen das Leben kosten (4000 statt 29.000) ([Fearon, 2004, 280](#)). Die zweite Gruppen bilden Bürgerkriege, die nach 1991 in Osteuropa stattfanden. Auch diese weisen eine sehr kurze Dauer auf. Gleiches gilt für Antikolonialkriege.

Die vierte Gruppe besteht aus Bürgerkriegen, bei denen „Sons-of-the-Soil “ beteiligt sind. In diesen Konflikten migriert ein Teil der dominierenden Ethnie in die dünner besiedelte Peripherie. „The peripheral regions are inhabited by ethnic minorities - the 'sons of the soil' - who sometimes take up arms and support insurgencies against the migrants and the state backing them“ ([Fearon, 2004, 283](#)). Zur fünften Gruppe zählt Fearon Konflikte, in denen sich Rebellen mit „valuable Contraband “ finanzieren. Der Kriegsdauern verlängernde Einfluss wurde jedoch bereits in [Unterabschnitt 3.1.1](#) diskutiert. In einem zweiten Schritt testet Fearon diese Ergebnisse mit einem multivariaten Weibull-Modell. ([Fearon, 2004, vgl. 285](#)) Seine vier Faktoren sind signifikant, Fearon sieht deswegen seine Annahmen bestätigt.

Auf Grund dieser Überlegungen fügen [Cunningham et al. \(2009\)](#) entsprechende Kontrollvariablen in ihr Modell ein. Coups haben dort einen signifikant negativen Effekt auf

die Konfliktdauer. Der Effekt für Antikolonial- und ethnische Kriege ist hingegen nicht signifikant. Letztere stellen eine fünfte Gruppe von Konflikten dar, die [Fearon \(2004\)](#) mit den „Sons-of-the-Soil“ nur bedingt abdeckt. Einen grossen Aufschlag hierfür liefern [Wucherpfennig et al. \(2012\)](#).

Die Autoren argumentieren, dass Ethnizität nicht per se die Dauer von Bürgerkriegen beeinflusst, sondern der Einfluss von der Beziehung zum politischen System abhängt. „We provide a dyadic approach that emphasizes the political context in which both government leaders and nonstate challengers can capitalize on the ascriptive nature of ethnicity“ ([Wucherpfennig et al., 2012](#), 80). Ihr Hauptargument ist, dass die Kombination aus einer festgelegten Ethnizität und politischer Exklusion es den Rebellen auf Seiten dieser Ethnien und der Regierung schwer macht, friedliche Lösungen zu finden.

Um dieses Argument zu testen, kombinieren sie den NSA- und den ERP-Datensatz. Mit Cox-Regressionen kommen sie zu dem Ergebnis, dass Konflikte in denen Rebellen im Namen einer exkludierten Ethnie kämpfen tatsächlich signifikant länger sind. Für inkludierte Ethnien besteht hingegen kein signifikanter Effekt ([Wucherpfennig et al., 2012](#), vgl. 101). „It is the unique combination of ascriptive ethnicity and state enacted exclusion along such categorical lines that impacts conflict duration. Hence, conflicts last longer when ethnicity is charged with ethnonationalist grievances“ ([Wucherpfennig et al., 2012](#), 111).

3.1.4 Externe Interventionen

Ein weiterer großer Forschungsstrang ist die Analyse von externen Interventionen. Die Kernfrage lautet: Verkürzt militärisches oder friedliches Eingreifen von außen die Dauer eines Bürgerkrieges? Gerade vor dem Hintergrund von UN-Friedensmissionen und Nato-Einsätzen wie in Serbien 1999 ist diese Frage von großer Brisanz. Zudem können auch Waffenimporte als externe Interventionen der Exporteure angesehen werden.

Eine grundlegende Forschungsarbeit zu diesem Thema stammt von [Balch-Lindsay and Enterline \(2000\)](#). Die Autoren unterscheiden zunächst ob Opposition, Regierung oder beide Seiten durch die externe Intervention unterstützt werden. Zudem testen die Autoren ob militärisches Eingreifen oder Drohungen von außen einen Konflikt verlängern oder verkürzen.

Das Ergebnis ihrer Cox-Regression lautet: Die Koeffizienten für eine Intervention auf Seiten der Regierung oder auf Seiten der Opposition haben ein negatives Vorzeichen und verlängern somit die Dauer eines Bürgerkrieges - wobei nur die Intervention auf Seiten der Opposition signifikant ist (Balch-Lindsay and Enterline, 2000, 632). Die Autoren vermuten, dass zwischen den Variablen ein Zusammenhang besteht: Interventionen auf einer Seite führen zu Interventionen auf der anderen Seite und somit insgesamt zu einem Gleichgewicht. Letzteres wird durch die Variable *Balanced Intervention* getestet. Das Ergebnis: Ein Interventions-Gleichgewicht verlängert die Dauer eines Konflikts. Einen verkürzenden Effekt hätten hingegen der Einsatz beziehungsweise Androhung von militärischen Mitteln (Balch-Lindsay and Enterline, 2000, 633).

Regan (2002) kommt hingegen zu dem Ergebnis, dass sowohl militärische als auch ökonomische Interventionen einen Bürgerkrieg verlängern und nicht verkürzen. Dies gelte insbesondere für Interventionen auf Seiten der Opposition. „In fact, this result is so strong and remains robust on all model specifications that one can only conclude that opposing interventions exacerbate a conflict and cannot be driven by a motive of conflict management“ (Regan, 2002, 71). Als politische Konsequenz hält er deswegen fest: „If the objective of an intervention is to shorten the length of a civil conflict, then an outside military or economic intervention is not a terribly effective strategy to do so“ (Regan, 2002, 72). Es gäbe demnach keine sinnvolle Interventionsstrategie, um einen Bürgerkrieg zu verkürzen.

Diesem Befund widersprechen Collier et al. (2004) nur in einem Punkt. Wie bei Balch-Lindsay and Enterline (2000) haben militärische Interventionen auf Seiten der Rebellen einen signifikanten, verkürzenden Effekt. „A possible interpretation is that with sufficient military support for rebels, government forces can be defeated“ (Collier et al., 2004, 267). Ein möglicher Grund für diesen Unterschied könnte in der unterschiedlichen Kodierung der Variablen liegen.

Ein neuer Ansatz stammt von Metternich (2011). Er verbindet externe Interventionen in Afrika mit deren proklamiertem Ziel und mit spezifischen Charakteristika der Rebellen. „I argue that military interventions that raise the expectation of a democratic postwar order pose a threat to rebel leaders with little ethnic support“ (Metternich, 2011, 914). Auf Grundlage des NSA-Datensatzes und eigenen Erhebungen kommt er zu dem Ergebnis, dass Interventionen Internationaler Organisationen mit einem Demokra-

tisierungsmandat einen Konflikt verkürzen, wenn die Rebellenführung zu einer großen ethnischen Gruppe gehört.

Ein Punkt, der in den vorgestellten Arbeiten nicht aufgetaucht ist, sind Waffenimporte an die Regierung oder Rebellen. Tatsächlich gibt es zum Stand dieser Arbeit nur eine einzige Untersuchung die den Einfluss von Waffenimporten auf die Bürgerkriegsdauer untersucht². Diese wird in [Kapitel 5](#) vorgestellt.

3.2 Die Dauer von Friedenszeiten

Neben der Dauer von Bürgerkriegen ist die Forschung auch daran interessiert, wie lange der Friedenszustand nach Beendigung des Konflikts anhält. Dies lässt sich ausdrücken als: Wann und weshalb bricht ein Bürgerkrieg erneut aus? Wichtige theoretische Überlegungen stammen hierzu von [Werner and Yuen \(2005\)](#) und [Walter \(2009\)](#) (beide Verhandlungstheorie), sowie [Fortna \(2003\)](#) (Kooperations-Theorie). Auch empirisch haben sich etliche Arbeiten dem Thema gewidmet.

Eine erste Daten-getriebene Untersuchung stammt von [Licklider \(1995\)](#). Mittels einfacher Häufigkeitstabellen und χ^2 Tests untersucht er, welche Zusammenhänge zwischen dem **Ausgang eines Bürgerkriegs** und erneutem Gewaltausbruch bestehen. Licklider unterscheidet zwischen militärischem Sieg und verhandelter Schlichtung. Das Ergebnis: Bei letzterem ist der Anteil an erneuten Gewaltausbrüchen signifikant höher als bei militärischen Siegen ([Licklider, 1995](#), 685). Allerdings bestünde bei militärischen Siegen eine größere Gefahr, dass es nach Kriegsende zu Genoziden kommt.

[Quinn et al. \(2007\)](#) gehen einen Schritt weiter und unterteilen den Ausgang eines Konflikts nach dem **Typ des Siegers** – Opposition oder Regierung. Ihr Hauptergebnis: „Civil wars are less likely to recur following rebel victories and peace agreements supported by peacekeeping forces“ ([Quinn et al., 2007](#), 167). Auch eine positive wirtschaftliche Entwicklung trage dazu bei das Rückfallrisiko zu senken. Die Autoren verwenden allerdings eine einfache logistische Regression, um die Wahrscheinlichkeit für einen erneuten Bürgerkrieg zu bestimmen. Es werden also nur Risikofaktoren herausgearbeitet, die einen Rückfall wahrscheinlicher machen - Informationen über die Friedensdauer wer-

²Dies ergab zumindest die Literaturrecherche. Es besteht natürlich die Möglichkeit, dass Arbeiten übersehen wurden

den nicht berücksichtigt. Die Kovariable decken vier Bereiche ab: Den Ausgangstyp, die Art und Intensität des Krieges, sowie Country-Level-Eigenschaften der Nachkriegszeit - unter anderem GDP-per-Capita und die Kindersterblichkeit.

DeRouen et al. (2009) richten ihren Blick auf die **Friedensvereinbarungen** selber und modellieren nun auch die Dauer der Friedensperiode. Ihr Interesse ist dabei, ob in den Vereinbarungen „power-sharing provisions“ enthalten sind. Sie diskutieren drei Möglichkeiten: Integration der Rebellen in das Militär, territoriale Autonomie und politische Beteiligung an der Regierung. Das Ergebnis des stratifizierten Cox-Modells: „The less costly concessions by government of military integration and autonomy increase the duration of peace agreements, while political power-sharing provisions have a negative though insignificant impact on duration“ (DeRouen et al., 2009, 367).

Vor dem Hintergrund der **UN-Friedensmissionen** untersucht Fortna (2004), ob solche Einsätze überhaupt dazu beitragen den Frieden in einem Land zu halten. In einem ersten Schritt stellt die Autorin fest, dass Peacekeeper eher in Länder geschickt werden, in denen es schwieriger ist Frieden zu halten (Fortna, 2004, vgl. 281). Anschließend testet sie mit Cox-Modellen, ob diese Missionen den Frieden verlängern. Dabei ergibt sich signifikanter positiver Effekt für Missionen nach dem Kalten Krieg (Fortna, 2004, 284). Eine weitere Unterteilung der Missionen in verschiedene Kategorien deutet daraufhin, dass „traditional peacekeeping missions“ und „observer missions“ am erfolgreichsten sind. Insgesamt kommt Fortna zu dem Schluss: „Peacekeeping works, particularly after the Cold War when most of the attempts to keep peace after civil wars have been made“ (Fortna, 2004, 288).

Einen weiteren Faktor stellen Eigenschaften der **politischen Institutionen und Justiz** in einem Land dar. So argumentiert Walter (2015): „Civil wars are much more likely to repeat themselves in countries where government elites are unaccountable to the public, where the public does not participate in political life, and where information is not transparent“ (Walter, 2015, 1243). Die Autorin testet diese Annahme mit einem Cox-Modell, das entsprechende Proxy-Variablen enthält. Von diesen ist der Dummy für eine geschriebene Verfassung als einzige Variable auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant, *Public Participation* und *Rul of Law + Political Rights* folgen auf dem 10-Prozent-Niveau. Die Kontrollvariablen für *Grievance*, *Oppertunity* und *Bargaining* sind hingegen nicht signifikant. Walter folgert deswegen: „If the international community wants to end

the seemingly endless waves of violence ... it will need to focus on containing executive power and creating governments that are accountable to their populations more than increasing GDP“ (Walter, 2015, 1263).

3.3 Statistische Modellierung und Kritikpunkte

Zum Abschluss dieses Kapitel soll kurz zusammengefasst werden, welche statistischen Modelle in den vorgestellten Arbeiten verwendet wurden. Beliebtestes Modell ist der Porportional-Hazard-Ansatz von Cox. Dieser wird unter anderem von Balch-Lindsay et al. (2008), Balch-Lindsay and Enterline (2000), Cunningham et al. (2009), DeRouen et al. (2009), Metternich (2011) und Fortna (2004) verwendet. Die häufigste Begründung: Das Modell setzt keine Voraussetzungen an die Baseline-Hazardrate.

Allerdings verwenden einige Autoren einen Mix aus parametrischen Modellen und Cox-Modellen, um die Ergebnisse robuster wirken zu lassen (Buhaug et al., 2009; Wucherpfennig et al., 2012). Explizit auf Weibull-Modelle setzen Fearon (2004) und Regan (2002). Auch Collier et al. (2004) verwenden einen parametrischen Ansatz. Sie wählen eine exponentielles Modell und unterteilen den Zeitverlauf in Intervalle. Innerhalb dieser Intervalle ist die Hazardrate aufgrund der Exponentialverteilung konstant, sie kann aber zwischen den Intervallen schwanken.

Insgesamt werden von den Autoren sechs verschiedene Datensätze herangezogen, in denen Bürgerkriege sowie Start und Endpunkte jeweils leicht anders definiert sind. Dieser Umstand macht es schwer, die Ergebnisse direkt vergleichen zu können. Die Datensätze sind:

- Correlates of War Dataset (COW)³
- UCDP/PRIO Armed Conflicts dataset⁴
- Non-State-Actor dataset (NSA)⁵

³Verfügbar unter <http://www.correlatesofwar.org/data-sets>, zuletzt aufgerufen am 23.07.2017.

⁴Verfügbar unter <https://www.prio.org/Data/Armed-Conflict/UCDP-PRIO/>, zuletzt aufgerufen am 23.07.2017.

⁵Verfügbar unter <http://privatewww.essex.ac.uk/~ksg/eacd.html>, zuletzt aufgerufen am 23.07.2017.

- Eine Zusammenstellung von [Sambanis \(2002\)](#) ⁶
- Eine Zusammenstellung von [Fearon \(2004\)](#) ⁷

Auffällig ist, dass statistische Methoden zur Analyse der Modellgüte, der Variablenselektion oder von Ausreißern so gut wie gar nicht diskutiert werden. Möglichkeiten diese Methoden auch bei Survival-Modellen anzuwenden, finden sich beispielsweise in [Kleinbaum and Klein \(2012\)](#) und [Moore \(2016\)](#).

3.4 Zwischenfazit

In [Kapitel 3](#) wurden die Forschungsergebnisse zur Dauer von Konflikten und Friedenszeiten präsentiert und die verwendeten Methoden kurz vorgestellt. Die Erklärungsansätze für die Dauer der Kriege griffen auf Variablen aus vier Kategorien zurück: Country-Level-Variablen, spezifischen Eigenschaften der Rebellen und der Regierung, den verschiedenen Bürgerkriegstypen sowie externen Interventionen. Bei der Modellierung von Friedensdauern wird zusätzlich die Art und der Inhalt von Friedensabkommen untersucht. Allen Erklärungsansätzen ist jedoch gemein, dass sie jeweils nur die Dauer einer Phase erklären wollen. Diese Annahme wird nun in [Kapitel 4](#) aufgebrochen - die Kovariablen bleiben jedoch im Prinzip gleich.

⁶Verfügbar unter <http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTRESEARCH/0,,contentMDK:20701031~pagePK:64214825~piPK:64214943~theSitePK:469382,00.html>, zuletzt aufgerufen am 23.07.2017.

⁷Verfügbar unter <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=hdl:1902.1/15494>, zuletzt aufgerufen am 23.07.2017.

4 Fortgeschrittene Survival Modelle

Neuere Arbeiten zeigen, dass der ausschließlicher Blick auf die Dauer eines Konfliktes oder einer Friedensperiode nicht ausreicht. Der Grund: Damit werden grundlegende Eigenschaften innerstaatlicher Konflikte übergangen. Die daraus resultierenden Probleme lassen sich in drei Punkten zusammenfassen.

Erstens flammen 63 Prozent der Konflikte wieder auf ([Chiba et al., 2015](#), 515). Ein Konflikt besteht demnach nicht aus einem einzelnen Bürgerkrieg, sondern aus unterschiedlich langen Friedens- und Konfliktphasen ([Chiba et al., 2015](#); [Jones and Metzger, 2016](#)). Die Analyse einer einzelnen Phase betrachtet somit nicht den gesamten Konfliktprozess.

Mit der Zerlegung eines Konflikts in einzelne Phasen ist auch der zweite Punkt sofort ersichtlich: Wenn sich ein Konflikt aus verschiedenen Phasen zusammensetzt, besteht die Möglichkeit, dass eine Abhängigkeit zwischen den einzelnen Elementen existiert. Im Kontext von interstaatlichen Kriegen wies [Reed \(2000\)](#) daraufhin, dass „conflict onset and escalation appear to be related processes“ ([Reed, 2000](#), 84). Auch [Diehl \(2006\)](#) betont, dass sich mit dem Loslassen der Unabhängigkeitsannahme neue Forschungsfragen ergeben, die auch neue theoretische Fundierungen benötigen.

Drittens ergibt sich aus der ausschließlichen Betrachtung von Kriegsdauern ein Problem bezüglich der Fallauswahl. Typischerweise werden in einfachen Untersuchungen nur Fälle betrachtet, in denen ein tatsächlicher militärischer Konflikt ausgebrochen ist. Alle anderen Beobachtungen werden aus der Analyse ausgeschlossen. Reed: „If the variables that cause conflict onset and those that cause conflict escalation are unrelated, this approach creates no bias. If the covariates of onset and escalation are related, it is necessary to consider the nonevents where onset did not occur. To the degree that common variables determine both the onset of hostilities and the escalation of conflict, selecting cases based on conflict onset introduces potential selection bias“ ([Reed, 2000](#), 7). [Chiba et al. \(2015\)](#) zeigen zudem mit ihrem neuen Split-Population-Duration-Duration-

Duration-Modell, dass sich durch die Nichteinbeziehung von Konflikt-immunen Staaten verzerrte Schätzer ergeben können (Chiba et al., 2015, 530).

Im Folgenden werden verschiedene statistische Lösungsansätze für diese Probleme vorgestellt.

4.1 Interdependenzen zwischen Krieg und Frieden

4.1.1 Modellierung über Copula-Funktionen

Die gemeinsame Modellierung von Fallauswahl und der Dauer eines Prozesses (Boehmke et al., 2006; Reed, 2000) oder die interdependente Dauer zweier Phasen (Chiba et al., 2015; Fukumoto, 2015) lässt sich abstrakt auf das gleiche statistische Modellierungsproblem herunter brechen. In beiden Fällen existieren zwei abhängige, latente Zufallsvariablen X und Y deren Zusammenhang und Interdependenz gemessen werden soll. Erste Lösungsansätze für dieses Problem boten Heckmann (1979) für lineare Modelle und Dubin and Rivers (1989) für Probit-Modelle. Für die Modellierung von Überlebensdauern reichen diese Vorschläge jedoch nicht aus, sie bieten jedoch einen guten Fahrplan.

Die Grundannahme ist, dass die Variablen jeweils einer eigenen Verteilungsfunktion $F(x)$ und $F(y)$ folgen und dementsprechend jeweils eine Dichtefunktion $f(x)$ und $f(y)$ besitzen. Für die gemeinsame Modellierung wird allerdings eine gemeinsame Verteilungsfunktion $F(x, y)$ und Dichtefunktion $f(x, y)$ benötigt. Boehmke et al. (2006) wählen beispielsweise direkt eine bivariate Exponentialfunktion, um den Case-Selection-Prozess zu berücksichtigen. Eine weitere Möglichkeit ist der Weg über die univariaten Randverteilungen und Copula-Funktionen (Fukumoto, 2015; Chiba et al., 2015; Hays and Kachi, 2009; Flores, 2009). Mit dem Satz von Sklar gilt für den bivariaten Fall, dass es eine Copula C gibt, die die gemeinsame Verteilungsfunktion von x und y definiert als:

$$F_{xy}(xy) = C(F_X(x), F_Y(y); \Theta)$$

wobei Θ den Grad der Interdependenz zwischen x und y angibt (Fukumoto, 2015; Chiba et al., 2015). Ein wichtiger Aspekt ist die Wahl der spezifischen Copula-Funktion - beispielsweise einer Gaus- oder Farlie-Gumbel-Morgenstern-Copula. Der Grund: Je nach Copula ist der Assoziationsparameter auf einen anderen Wertebereich festgelegt und entspricht damit nicht zwingend $-1 \leq \Theta \leq 1$ (Hays and Kachi, 2009, 5).

Auf Grundlage der so erstellen, gemeinsamen Verteilung können nun die Likelihood-Beiträge der einzelnen Beobachtungen und damit ein Maximum-Likelihood-Schätzer ermittelt werden. Dieser wird teilweise auch als Full-Information-Maximum-Likelihood-Schätzer (FIML) bezeichnet (Boehmke et al., 2006; Hays and Kachi, 2009). Fukumoto (2015) zeigt in Bezug auf Survival-Modelle, dass dies sowohl für parametrische Ansätze, wie eine Weibull-Verteilung mit zeitabhängigen Kovariablen, aber auch für Cox-Modelle möglich ist.

Mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen können Chiba et al. (2015), Hays and Kachi (2009) und Boehmke et al. (2006) zeigen, dass die so geschätzten Modelle eine bessere Modellgüte aufweisen. Zudem bestehe bei Nichtbeachtung der Fallauswahl die Gefahr, verzerrte Schätzer zu erhalten.

4.1.2 Neue Erkenntnisse für die Bürgerkriegsforschung?

Die Zahl der Arbeiten, die solche Methoden tatsächlich auf die Dauer von Bürgerkriegen anwendet, liegt bei zwei. Allerdings liefern beide wichtige Erkenntnisse und werden deshalb ausführlich vorgestellt.

Fukumoto (2015) untersucht, welcher Zusammenhang zwischen Bürgerkriegsdauer und Ausgang besteht. Unter letzteres fallen Siege der Rebellen oder Regierung, Friedensabkommen sowie Patt-Situationen. Die sonst in der Literatur verwendeten Competing-Risk-Modelle würden diese Beziehung aus zwei Gründen nicht adäquat abdecken. Ersten bestünden zwischen den Kriegsausgängen gewissen zeitliche Abhängigkeiten. „In general, categories of many discrete event variables are of an ordered nature and, in that case, there should be dependence among events“ (Fukumoto, 2015, 83). Zweitens führten Competing-Risk-Modelle zu Verzerrungen, wenn Variablen nicht in das Modell aufgenommen werden, die die Dauer und den Ausgang beeinflussen - beispielsweise die militärische Stärke der Konfliktparteien. Um diese Probleme zu umgehen, entwirft Fukumoto ein Modell für eine „Copula-based ordered event history“-Analyse und repliziert damit die Arbeit von Cunningham et al. (2009).

Für die Schätzung der Konfliktdauer greift Fukomoto auf die Cox-Version des oben vorgestellten Copula-Ansatzes zurück. Für den Ausgang eines Konflikts verwendet er sowohl Probit, als auch ein ordered-Logit Modelle. Um die gemeinsame Verteilung zu erzeugen,

verwendet er die „event-survival AMH“-Copula.

Das Ergebnis: Der Assoziationsparameter Θ ist signifikant negativ. In Bezug auf die verwendete Copula bedeute das jedoch, dass ein positiver Zusammenhang zwischen Dauer und dem Ausgangstyp eines Krieges besteht. „To be concrete, positive dependence between time events implies that, if civil wars continue longer, rebel victory becomes more likely“ (Fukumoto, 2015, 88). Andererseits gelte: je länger ein Krieg dauert, desto unwahrscheinlicher wird ein Sieg der Regierung. Als zweites Ergebnis hält er fest: „stronger rebels shorten wars but do not necessarily tend to win“ (Fukumoto, 2015, 91). In Demokratien dauern Kriege zudem länger an und die Sieg-Chancen für die Regierungspartei ist geringer als in nicht-demokratischen Staaten - der Zusammenhang gelte vor allem in kurzen Bürgerkriegen.

Die zweite Untersuchung stammt von Chiba et al. (2015). Sie führen einen „split-population interdependent duration estimator“ ein, der die theoretische angenommene Interdependenz zwischen den Dauern der Vorkriegszeit, Kriegszeit und Nachkriegszeit messbar macht. Sie bezeichnen das Modell deswegen als „Split-Population Duration-Duration“-Ansatz (SPDDD).

Statt dem Zusammenhang zwischen der Dauer eines Konflikts und möglichen Ausgängen (Fukumoto), interessieren sich Chiba et al. (2015) für den Zusammenhang von Vorkriegszeit und Kriegszeit, sowie Kriegszeit und Nachkriegszeit. Sie nehmen an, dass die drei Überlebensdauern jeweils einer Weibull-Verteilung folgen und verwenden eine Gauß-Copula, um die beiden gemeinsamen Verteilungen (Kriegszeit - Vorkriegszeit und Nachkriegszeit - Kriegszeit) zu erhalten. Mit Hilfe der gemeinsamen Verteilungen können die Autoren gemeinsame Dichten und bedingten Verteilungen bestimmen. Das Vorgehen entspricht somit dem oben vorgestellten Schemata. Die Schätzung der Parameter verläuft über das Maximum-Likelihood-Prinzip.

Das Modell besteht jedoch noch aus einem zweiten Teil. Neben der gemeinsamen Verteilung verwenden die Autoren auch einen Split-Population-Ansatz (SP). „The SP technique allows us to split the observations into those that are „immune“ from conflict and those that are not“ (Chiba et al., 2015, 526). Diese Überlegung stammt ursprünglich aus der Medizin. Wenn ein Patient eine Periode überlebt, gibt es zwei mögliche Fortentwicklungen: „a patient is cured of the disease of interest, or the patient is not cured bur

his/her time has not come at the period yet“ (Chiba et al., 2015, 526).

Sie ergänzen deshalb die aufgestellte Likelihood-Funktion um einen binären Indikator, der angibt ob ein Land immun ist oder nicht. „The likelihood contribution from an observation that experiences peace survival at period j is a combination of the likelihood that an observation is immune from conflict and the likelihood that an observation is not immune but has not experienced conflict during that period“ (Chiba et al., 2015, 527).

Mit einer Monte-Carlo-Simulation zeigen sie, dass ihr Modell einen niedrigeren Mittleren-Quadratischen-Fehler hat und dass die SP-Technik bessere Schätzer liefert (Chiba et al., 2015, 528–531). Die Überlegung ist hier: Wenn die SP-Technik nicht verwendet wird, kann sich für Variablen ein signifikanter Einfluss auf die Friedenszeit ergeben - die Variable beeinflusst jedoch eigentlich die Immunität von Konflikten. Als Beispiel führen sie die Exklusion von ethnischen Gruppen an. Ihre SP-Modelle zeigen, dass die Variable einen signifikanten, negativen Einfluss auf die Immunität von Bürgerkriegen hat - auf die Dauer von Friedensperioden wirkt sie sich nicht aus. Wird dies jedoch nicht berücksichtigt, ergibt sich ein negativer Effekt der Variable auf die Friedensdauer (Chiba et al., 2015, vgl. 536).

Insgesamt kommen sie zu folgenden Ergebnissen (Chiba et al., 2015, 536): Aus dem negativen Korrelationsparameter Θ folgt, dass Friedens- und Bürgerkriegszeiten negativ korreliert sind. Sprich, auf lange Friedensperioden folgen eher kurze Kriege und vice versa. Dass der Parameter nicht signifikant ist, wird leider nicht diskutiert. Auch der Shape-Parameter der Weibull-Verteilungen ist negativ - „we have evidence to suggest that the conditional risk of conflict onset given non-immunity is decreasing over time“ (Chiba et al., 2015, 536). Des Weiteren haben die Variablen GDP-per-Capita und der Polity-Score einen signifikanten positiven Einfluss auf Immunität. Die Exklusion von Minderheiten hat hingegen einen negativen Einfluss auf Immunität. Die Einführung der Split-Technik stellen sie insgesamt als ihren wichtigsten Beitrag zur Forschung dar. Allerdings geht dieser Ansatz davon aus, dass der Immunitäts-Prozess und die Zeit-Prozesse nicht korreliert sind - dies könnte ein Ansatzpunkt für weitere Forschungsarbeiten darstellen.

4.2 Multistate-Survival-Modelle

Bezieht sich das Interesse der Untersuchung nicht auf mögliche Interdependenzen sondern auf den Ablauf der Phasen in einem Konflikt, bieten sich alternativ Multistate-Survival-Modelle an. Mit diesen kann modelliert werden, ob Kovariablen je nach Phase unterschiedlich auf die Dauer der Phase einwirken und welche Phasen-Abläufe es gibt. Ein Beispiel für interstaatliche Konflikte stammt von [Jones and Metzger \(2016\)](#). Anwendungen auf Bürgerkriege wurden nicht gefunden.

4.3 Zwischenfazit

Zusammenfassend wurden in [Kapitel 3](#) und [Kapitel 4](#) die bisherige Forschungsliteratur zur Analyse von Konfliktdauern zusammengefasst. Dabei wurde zwischen einfachen Survival-Modellen und dynamischen Survival-Modellen unterschieden. Auch wurde gezeigt, weshalb letztere einen Vorteil gegenüber den einfachen Modellen aufweisen. Was aus der Literaturübersicht auch deutlich wurde, ist, dass die Auswirkung von Waffenimporten auf die Dauer von Konflikten nahezu unerforscht ist. Die einzige Ausnahme wird im folgenden [Kapitel 5](#) kurz vorgestellt. Vor allem wird darin in dem Kapitel theoretisch diskutiert, welche Auswirkungen Waffenimporte auf Konflikt-Dynamiken haben können.

5 Theorie: Einfluss von Waffenimporten auf Konfliktdynamiken

Wieso sollten Waffenimporte einen Einfluss auf die Dynamiken in innerstaatlichen Konflikten ausüben? Welche Wirkungsmechanismen lassen sich theoretisch überlegen? Dieses Kapitel wird diese Fragen beantworten und darauf aufbauend die Forschungshypothesen ableiten.

Die erste Frage, die dabei zu beantworten ist, lautet: Wieso müssen Staaten überhaupt Waffen importieren? Grundlegender Gedanke hierbei ist es, das Verhältnis zwischen der Regierung eines Staates und einem militärischen Herausforderer, zum Beispiel einer Rebellen-Gruppe, zu betrachten. Ziel der Regierung ist es an der Macht zu bleiben und die Kontrolle über das Staatsterritorium inne zu haben (Pamp et al., 2016, 1). Ziel der Rebellen ist es jedoch, entweder die gesamte Macht in einem Land zu an sich zu reißen (Revolutionen, Coups), politische Veränderungen zu ihren Gunsten zu erlangen oder Teile des Staatsterritoriums unter ihre Kontrolle zu bringen (Suzuki, 2007; Pamp et al., 2016). Wird dieser Prozess nicht über friedliche Wege geregelt, ist es möglich, dass der Konflikt zu einem Bürgerkrieg eskaliert. Werkzeuge dieser Konfliktaustragung sind dann leichte und schwere Waffen. Collier and Hoeffler (2004) beschreiben Waffen deshalb als eine Art Gewalt-spezifisches Kapital, welches für eine Rebellion notwendig ist. Die Verfügbarkeit von Waffen stellt somit eine notwendige aber nicht ausreichende Voraussetzung für Bürgerkriege dar (Hirshleifer, 2000; Pamp et al., 2016). Alternativ können Regierungen auch auf das Abschreckungspotential eines großen und modernen Waffenarsenals setzen und so ihre Macht sichern (Diehl, 1983; Sample, 2002; Suzuki, 2007; Craft and Smaldone, 2002). Da jedoch nur wenige Staaten eigenständig moderne Waffen produzieren können, bleibt vielen Staaten keine andere Option als die notwendigen Waffen zu importieren (Pamp et al., 2016).

Regierungen benötigen also Waffen als Kriegswerkzeuge um sich gegen Kontrahenten militärisch wehren zu können. Da Staaten jedoch nicht alle Waffensysteme selbst produzieren können, müssen Waffen importiert werden. Der Auswirkung von Waffenimporten auf Bürgerkriege ist allerdings kaum erforscht. Eine handvoll Arbeiten untersucht mögliche Folgen für die Ausbruchswahrscheinlichkeit eines Bürgerkrieges. So kommen [Craft \(1999\)](#) und [Durch \(2000\)](#) zu dem Ergebnis, dass es einen Zusammenhang zwischen der Anzahl an Konflikten und dem Import von Major Conventional Weapons gibt.

[Craft and Smaldone \(2002\)](#) richten ihren Blick auf Konflikte in Subsahara-Afrika. In ihrer multivariaten Logit-Regression erhöhen Waffenimporte signifikant die Wahrscheinlichkeit für interne und externe Konflikte. Die verwendeten Importdaten stammen von der *World Military Expenditure and Arms Transfers Database* und enthalten sowohl leichte als auch schwere Waffen. Sie erklären dieses Ergebnis mit zwei Argumenten: „First, the importation of weapons may increase the perceived military capability of the state in the minds of its leadership, making it more confident of a favorable military-political outcome in armed confrontations, and therefore more likely to initiate or participate in them“ ([Craft and Smaldone, 2002](#), 704). Zweitens könnten Waffenimporte das Prestige und die institutionelle Rolle des Militärs in der Gesellschaft und die Entschlossenheit der Regierung erhöhen und so zu aggressiverem Verhalten bei Sicherheitsbedrohungen führen ([Craft and Smaldone, 2002](#), 704).

[Suzuki \(2007\)](#) unterscheidet zwischen dem Einfluss von Waffenimporten auf Bürgerkriege und ethnische Kriege. Sein theoretisches Argument: „A State leaders political motivation for major arms acquisition from major powers is to maintain their tenure by deterring/reducing political challenges by domestic opponents“ ([Suzuki, 2007](#), 102). Im Falle eines Bürgerkrieges könnten Waffenimporte ihre Abschreckungswirkung entfalten, nicht jedoch bei ethnischen Konflikten. „The greater ethnic groups survival-seeking demands...the lesser the costs of organizing for rebellion, and the lesser the deterrence based on major arms acquisitions. The greater a groups power-seeking demands, as would be the case with political challengers, the greater the costs of organizing for rebellion, and the greater the deterrence based on major arms imports“ ([Suzuki, 2007](#), 102). Deshalb sollten Waffenimporte zwar die Wahrscheinlichkeit für Bürgerkriege verringern, aber keinen Einfluss auf die Kriegs Wahrscheinlichkeit bei ethnischen Kriegen haben. In den Probit-Modellen betrachtet der Autor 100 Staaten von 1956 bis 1998 auf

Jahresbasis und verwendet die MCW-Importdaten von SIPRI. Sein Ergebnis: Es gibt keinen signifikanten Zusammenhang zwischen Waffenimporten und dem Ausbruch von Bürgerkriegen und ethnischen Kriegen.

[Pamp et al. \(2016\)](#) kritisieren zunächst, dass mögliche Endogenitätsprobleme von der bisherigen Forschung nicht berücksichtigt wurden. „They also do not take properly into account the simultaneity between conflict and arms purchases which arises because weapon in flows may not only causally influence conflicts but may themselves be caused by their anticipation“ ([Pamp et al., 2016](#), 1). Um diesen Faktor zu berücksichtigen verwenden die Autoren ein simultanes Gleichungssystem. Ihr theoretisches Argument besteht aus drei Teilen. Zum einen könnten Waffenimporte eine Abschreckungswirkung auf Herausforderer haben, da die Importe die Entschlossenheit der Regierung zeigen. Zweitens könnten die Importe auch ein Zeichen dafür sein, dass die Regierung einen Konflikt antizipiert und deswegen vorsorglich Waffen importiert. Drittens könnten die Importe den Herausforderern signalisieren, dass die Regierung nicht zu einer friedlichen Streitschlichtung bereit ist. „This could then either lead to a lower onset probability because the challengers are discouraged, or higher onset chance because the conflict escalates“ ([Pamp et al., 2016](#)). Wie [Suzuki \(2007\)](#) verwenden die Autoren die MCW-Daten von SIPRI. Das vorläufige Ergebnis ihres Modells: Waffenimporte scheinen die Wahrscheinlichkeit für einen Konflikt signifikant zu erhöhen, wenn ein Land bereits unter Konfliktrisiko steht. Gleichzeitig scheinen kurzfristige Abweichungen die Konfliktwahrscheinlichkeit zu reduzieren.

Eine einzige Untersuchung beschäftigt sich mit der Auswirkung von Importen auf die tatsächliche Konfliktdauer. [Moore \(2012\)](#) greift dafür ebenfalls auf die MCW-Daten von SIPRI zurück, aggregiert sie aber für jeden Konflikt über die Jahre hinweg auf. Jeder Konflikt weist demnach einen einzelnen Wert bezüglich der Importmenge auf. Eine Variation über die Jahre hinweg wird nicht berücksichtigt. Allerdings nimmt er sowohl die Importdaten für die Regierungsseite als auch die Rebellenseite. Sein theoretische Argument besteht aus vier Punkten: Erstens, sollten Importe an die Regierung die Schlagkraft der Streitkräfte erhöhen und damit Konflikte verkürzen. Allerdings hätten Waffenimporte an die Regierung einen geringeren Einfluss als Waffenlieferungen an Rebellen, „because the government starts many civil conflicts with a large resource advantage“ ([Moore, 2012](#), 335). Ähnlich wie [Pamp et al. \(2016\)](#) argumentiert [Moore \(2012\)](#), dass Waffenimporte die Stärke der Regierung erhöhen und damit Anreize schaffen Kon-

flikte nicht friedlich zu lösen, sondern die Rebellen zu eliminieren. Gleichzeitig würde sich aus der Forschung (z.B. [Balch-Lindsay and Enterline \(2000\)](#)) ergeben, dass externe Unterstützung der Regierung häufig externe Unterstützungen der Rebellen mit sich zieht und somit die Konfliktzeit verlängert wird. Das Ergebnis seiner Cox-Regression: Waffenimporte an die Regierung verlängern signifikant die Konfliktzeit. Importe an Rebellen haben hingegen keinen signifikanten Effekt. Allerdings muss festgehalten werden, dass [Moore \(2012\)](#) nur aggregierte Variablen verwendet und es Kodierungsprobleme bei der logarithmierten Version der Importvariablen gibt.

Die verwendeten theoretischen Ansätze lassen sich somit in fünf Argumente unterteilen. Erstens wird argumentiert, dass Waffenimporte mit einer Abschreckungswirkung verknüpft sind. Diese senke das Risiko für den Ausbruch von militärischen Konflikten. Zweitens wird argumentiert, dass die Waffenimporte die Entschlossenheit (Resolve) der Regierung verdeutlichen, aber gleichzeitig auch erhöhen. Die mögliche Folge: ein höheres Konfliktrisiko und längere Konflikte. Drittens können Waffenimporte als Antizipation eines drohenden Konfliktes durch die Regierung angesehen werden. Auch hier sollte mit Waffenimporten auch das Konfliktrisiko steigen. Viertens wird argumentiert, dass Waffenimporte an die Regierung keine verkürzende Auswirkung auf die Dauer haben, da Regierungen im Allgemeinen bereits mit militärischen Vorteilen in Konflikte starten. Zudem würden Waffenimporte an die Regierungsseite mit Waffenimporten an die Rebellenseite korrelieren - was ebenfalls die Konfliktdauer erhöhen würde.

Kurz zusammengefasst ergibt sich aus dieser Literaturübersicht, dass der Einfluss von Waffenimporten auf die Dauer und Ausbruch von Konflikten empirisch nicht eindeutig geklärt worden ist. Allerdings lässt sich auf den theoretischen Ansätzen der Arbeiten aufbauen, um daraus das theoretische Konstrukt dieser Arbeit zu formen.

5.1 Theoretisches Fundament

5.1.1 Grundannahmen

Nach [Cunningham et al. \(2009\)](#) wird der Ausgang und die Dauer eines Bürgerkrieges durch eine Gleichgewichts-Funktion der *military capabilities* des Staates und der Rebellen und den Anreizen friedliche Lösungen zu finden, bestimmt ([Cunningham et al.](#),

2009, 572). Diesem dyadischen Ansatz wird auch diese Arbeit folgen. Das bedeutet, die Stärke und das Verhalten der Regierung muss im Verhältnis zu möglichen Herausforderern betrachtet werden. Im Falle eines Krieges existiert mindestens ein real existierender Herausforderer. In der Vor- und Nachkriegszeit ist das Verhalten der Regierung im Bezug auf mögliche Herausforderer zu interpretieren.

Das theoretische Fundament bilden dafür die Contest-Success-Funktion (Buhaug et al., 2009; Hirshleifer, 2000; Skaperdas and Garfinkel, 2007) und Bargaining-Modelle (Walter, 2009; Fearon, 1995). Beide Ansätze werden im Folgenden kurz vorgestellt. Anschließend wird vor diesem Hintergrund jeweils für die Vor- und Nachkriegszeit, die Kriegszeit und mögliche Interdependenzen diskutiert, welchen Einfluss Waffenimporte auf die jeweiligen Dauern haben können.

5.1.2 Verhandlungsprozesse bei innerstaatlichen Konflikten

Inter- und intranationale Kriege verursachen in der Regel enormen menschlichen und wirtschaftlichen Schaden. Aus rationaler Sicht ist es deshalb kaum erklärbar, warum Kriege tatsächlich ausbrechen und keine friedliche Einigung erzielt wird. Auch stellt sich die Frage, weshalb viele Länder über Jahr hinweg in diesem Kriegszustand bleiben (Fearon, 1995, 379). „If the competing groups are rational, both should prefer a bargaining solution to destructive conflict“ (Blattman and Miguel, 2010, 11). Fearon (1995) und Walter (2009) diskutieren in ihren Aufsätzen, wie sich dieses Phänomen trotzdem rational erklären lässt⁸. Demnach gibt es drei Wirkungsmechanismen: *Information Asymmetries*, *Difficulties Credibly Comitting to Settlements* und *Indivisible Stakes* (Fearon, 1995; Walter, 2009). Während Fearon (1995) mit diesen Argumenten vor allem den Ausbruch von internationalen Kriege erklärt, überträgt Walter (2009) die Argumentation auf den Ausbruch, die Dauer und den Wiederausbruch von Bürgerkriegen. Deshalb wird im Folgenden vor allem dieser Aufsatz als theoretische Grundlage herangezogen.

Weshalb brechen Bürgerkriege aus?

Der erste Punkt, den Walter (2009) anführt, ist die Unkenntnis der Regierung über die finanzielle Ausstattung der Rebellen und die damit verbundene Unsicherheit, welche Gruppe der Regierung tatsächlich gefährlich werden könnte. „Governments ... have strong incentives to identify and reward only those groups strong enough to punish the

⁸Es gibt natürlich noch mehr Arbeiten, die diese Frage untersuchen. Die beiden Aufsätze bieten sich jedoch auf Grund ihrer Prominenz und überblickenden Art an

government if it refuses to yield“ (Walter, 2009, 249). Kann die Regierung nicht auf friedlichem Weg an diese Information gelangen, besteht die Möglichkeit das Informationsdefizit über einen militärischen Konflikt zu lüften. „The longer a group is able to fight, the more likely it is to be well funded, and the more likely a government is to make a deal“ (Walter, 2009, 249). Da auch schwache Rebellengruppen Anreize haben in diesem Fall ihre Waffen in die Hand zu nehmen – beispielsweise um zu Bluffen oder um Ressourcen zu erobern – wird ein Kriegausbruch durch fehlende Informationen über die Stärke der Rebellen wahrscheinlicher.

Der zweite Punkt ergibt sich aus dem Blickwinkel der Rebellen. Auch diese wissen nicht, mit welcher Entschlossenheit die Regierung den Status Quo verteidigen will (Resolve). Gibt die Regierung den Forderungen eines anderen Herausforderers nach, besteht für die Rebellengruppe der Anreiz mindestens das Gleiche zu fordern. Für die Regierung folgt daraus umgedreht, dass es sich mit unter auszahlt in der Entschlossenheit zu bluffen und in den Krieg zu ziehen. Zum einen kann damit der aktuelle Herausforderer überzeugt werden, dass die Kriegskosten zu hoch sind. Zum anderen wird ein Entschlossenheitssignal an weitere Herausforderer gesendet. „War, then, is a means by which governments can manipulate private information about their own resolve to convince rivals to stay quiet“ (Walter, 2009, 251).

Der dritte Punkt besteht aus Commitment-Problemen. Erstens, können die politischen Institutionen zu schwach sein, um die Einhaltung von friedlichen Lösungen zu sichern. Zweitens können sich die Cleavages in der Bevölkerung so zementiert haben, dass die Regierung die Einhaltung der vereinbarten Lösung nicht garantieren kann (Walter, 2009, 251–252)

Weshalb dauern manche Kriege länger als andere?

Auch die unterschiedliche Länge von Bürgerkriegen wird laut Walter durch die drei oben genannten Faktoren erklärt. Demnach würden auf beiden Seiten bestehende Informationsdefizite nicht bei allen Konflikttypen gleich schnell behoben. Zum Beispiel sei es bei Guerilla-Kriegen für die Regierung sehr schwer an belegbare Informationen zu kommen. Gleiches gelte, wenn sich die Rebellen in einem schwer zugänglichen Gebiet befinden. Die Folge: Je schwerer es ist während des Krieges an Informationen über die Rebellen zu kommen, desto länger sollten diese Konflikte dauern. Gleiches gelte, wenn sich die Regierung gegen mehrere Herausforderer und wechselnde Koalitionen behaupten muss. Ist die Informationsbeschaffung bei einer Rebellengruppe schon schwer genug, so dauert

sie bei mehreren Gruppen noch länger.

Das Commitment-Problem besteht aus drei Punkten. Zum einen besteht für die Rebellen die Gefahr, dass sich die Regierung nicht an das Friedensabkommen hält. Ein Grund: Eine Regierung unterzeichne solche Abkommen eher, wenn sie in einer schwächeren Position ist. Gewinnt sie durch das Abkommen an Stärke, sinken die Anreize sich daran zu halten. Zweitens schließt sich an solchen Abkommen meistens eine Demobilisierungs- und Wiedereingliederungsperiode der Rebellen an - „during which they will be increasingly vulnerable to exploitation“ (Walter, 2009, 254). Dieses Problem bestehe demnach vor allem, wenn starke Machtasymmetrien zum jeweiligen Zeitpunkt vorliegen oder wenn keine Kontrolle durch externe Interventionen möglich ist (Walter, 2009, 254-255).

Wieso brechen manche Kriege wieder aus?

Informationsprobleme beeinflussen zudem, ob es in einem Land zum erneuten Ausbruch eines Bürgerkrieges kommt. Faktoren sind die Dauer des vorherigen Krieges und dessen Ausgang. Walter argumentiert, dass kürzere Kriege mit geringerem Informationsaustausch verbunden sind, da die Akteure weniger Zeit haben Informationen zu sammeln. Gleichzeitig würden klare Siege jedoch zu längeren Friedensperioden führen, da so ausreichend Informationen über die Stärke des Kontrahenten gesammelt wurde. Dem gegenüber bestünde bei Friedensabkommen eine deutlich höhere Gefahr für einen Wiederausbruch des Konfliktes, da hier die Machtverteilung weniger eindeutig ist und durch das Abkommen selbst beeinflusst werden kann (Walter, 2009, vgl.257). Friedensabkommen können zudem ein Signal an zukünftige Rebellengruppen sein, dass die Regierung zu Konzessionen bereit ist. Des Weiteren entsprechen Friedensabkommen dem Status Quo zu dessen Zeitpunkt. Das Machtverhältnis kann sich im Anschluss jedoch verändern, was zu erneuten Konflikten führen kann.

Klare Siege führen auch zu längeren Friedensperioden, da sie das Commitment-Problem minimieren. „The victor simply implements its favored policies“ (Walter, 2009, 257). Bei Friedensabkommen besteht demgegenüber ein Umsetzungsproblem und mögliche Machtverschiebungen.

Waffenimporte und Bargaining

Wie in der Literaturübersicht gezeigt, können Waffenimporte als Teil des Bargaining-Prozesses betrachtet werden. Zum einen kann das Aufbauen von Waffenarsenalen zur Abschreckung gegen mögliche Herausforderer dienen. Importe beeinflussen somit die

Informations-Asymmetrien. Zweitens wird argumentiert, dass Waffenimporte als Zeichen für die Entschlossenheit der Regierung interpretiert werden können. Welche möglichen Wirkungsmechanismen sich daraus ergeben wird nach einer kurzen Einführung in Contest Success-Funktionen erläutert.

5.1.3 Contest-Success-Funktion

Eine Methode um militärische Konflikte aus ökonomischer Sicht zu modellieren, ist die sogenannte Contest-Success-Funktion (CSF). Mit dieser lassen sich die theoretischen Gewinnchancen der jeweiligen Seite berechnen. Prominente methodische Arbeiten dazu stammen von [Hirshleifer \(2000\)](#) und [Skaperdas and Garfinkel \(2007\)](#). Während in Friedenszeiten die Zuweisung von Ressourcen über Produktion verläuft, geschieht dies in Konflikten über Plünderung und Verteidigung ([Blattman and Miguel, 2010](#), 10). Dieser Prozess wird nun gerade über die CSF modelliert. „The CSF takes as inputs the fighting efforts on the two sides and generates as outputs the respective degrees of success achieved“ ([Hirshleifer, 2000](#)).

Das einfache Modell hat folgende Form ([Skaperdas and Garfinkel, 2007](#), vgl. 4–6): Gegeben seien zwei Kontrahenten $i = \{1, 2\}$ mit einer jeweiligen Ausstattung an Waffen G_1 und G_2 . Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Seite i aus dem Konflikt als Gewinner oder Verlierer hervorgeht, ergibt sich aus dem Verhältnis der Waffenausstattung beider Seiten. Damit lässt sich die Gewinn-Wahrscheinlichkeit p_i für die Seite $i = 1$ schreiben als:

$$p_1(G_1, G_2) = \frac{f(G_1^m)}{f(G_1^m) + f(G_2^m)}$$

Mit $f()$ als nicht-negativ wachsende Funktion, G_i als Waffen der Seite i , $m > 0$ als Fähigkeit die Waffen einzusetzen und p_i als Siegchance der Seite i .

Übertragen auf die Dauer von Konflikten liefert die Funktion einen guten Startpunkt zur Theoriebildung. [Buhaug et al. \(2009\)](#) untersuchen beispielsweise den Einfluss der militärischen Stärke der Rebellen im Verhältnis zur Regierung auf die Konfliktdauer. „As the rebel military capacity grows relative to the governments, we expect to see a switch from expected government to rebel victory“ ([Buhaug et al., 2009](#), 552). In diesem Fall erwarten die Autoren, dass ein Konflikt beendet wird. Bleibt das Kräfteverhältnis jedoch in einem Balancezustand, also $f(G_1^m) \approx f(G_2^m)$, gehen sie von einer Fortsetzung

des Konfliktes aus. Die militärische Ausstattung besteht dabei aus einer unspezifizierten Kombination von „troop size, military budget, technological sophistication, etc.“ (Buhaug et al., 2009, 548).

Die Autoren argumentieren nun jedoch mit der CSF, dass auch schwache Rebellen mit längeren Konflikten assoziiert sind. Die Erklärung lautet: Die jeweilige Seite i kann seine organisatorischen Ressourcen R_i in das Militär G_i oder gewaltlose Strukturen α_i investieren, das heißt:

$$R_i = \alpha_i + G_i$$

Da militärische Investitionen kein Einkommen generieren, setzt sich das nationale Einkommen Y aus der Summe der friedlichen Investitionen α_i der beteiligten Seiten und einem *technological multiplier*, der Konstante A , zusammen:

$$Y = A(\alpha_1 + \alpha_2)$$

Das spezifische Einkommen der Rebellen / Regierung Y_i ist nun abhängig von der Wahrscheinlichkeit den Konflikt zu gewinnen und hat die Form:

$$Y_i = p_i(G_1, G_2)Y$$

Mittels der partiellen Ableitungen nach α_i und G_i zeigen die Autoren, dass militärische Investitionen den Rebellen selbst dann noch Gewinne ermöglichen, wenn die Ressourcen zu Neige gehen. „Thus, as R_i approaches zero, the weaker side will allocate more and more resources to fighting. This means that conflict is relatively more attractive to the weaker belligerent. Essentially, a weaker group has little left to lose and therefore allocates a disproportionate share of its resources to the conflict“ (Buhaug et al., 2009, 554).

Die Frage, die sich nun für diese Arbeit stellt, lautet: In wie weit beeinflussen Waffenimporte an die Regierung diese Prozesse? Um diese Frage adäquat zu beantworten, wird jeweils für die Vor- und Nachkriegszeit und die Kriegszeit diskutiert, ob Waffenimporte einen positiven, negativen oder gar keinen Einfluss ausüben können. Zudem wird analysiert welche Interdependenzen es zwischen Importen in der vorherigen Phase und der jeweiligen Phase geben kann. Sprich beeinflussen Waffenimporte in der Vorkriegszeit (Kriegszeit) die Kriegszeit (Nachkriegszeit)?

5.2 Einfluss auf Dauer der Vorkriegszeit

Die Dauer der Vorkriegszeit wird vom Risiko bestimmt, dass in einem Land ein Bürgerkrieg ausbricht. Je höher dieses Risiko, desto wahrscheinlicher ist der Ausbruch eines Konflikts und desto kürzer ist die Friedensperiode. Dementsprechend stellt sich für diese Phase die Frage, ob Waffenimporte an die Regierung das Risiko eines Konfliktes erhöhen oder nicht. Im Sinne des Immunität-Ansatzes von [Chiba et al. \(2015\)](#) stellt sich zudem die Frage, ob Waffenimporte ein Land von Konflikt sogar dauerhaft heilen können. Letzteres sorgt dafür, dass im Sinne von [Pamp et al. \(2016\)](#) zwischen dem Einfluss von Waffenimporten auf ein Land, das unter Risiko steht und dem Einfluss auf die Immunität eines Landes unterschieden werden kann.

Mehr Waffenimporte → längere Friedensperiode?

Ist ein Land nicht immun gegenüber Konflikten hat die Regierung den natürlich Anreiz seine Macht mit einem starken Militär gegenüber mögliche innerstaatliche Herausforderer abzusichern. Im Sinne der Contest-Success-Funktion hat die Regierung die Chance vor Konfliktausbruch das eigene Waffenarsenal G so auszubauen, dass es bereits abschreckend genug wirkt oder dass es im Verhältnis zu den Rebellen groß genug ist, um die militärische Auseinandersetzung für sich zu entscheiden – sprich: $f(G_{Reg}^m) \gg f(G_{Reb}^m)$. Aus Sicht der Bargaining-Theorie zeigt die Regierung mit den Importen Entschlossenheit den Status Quo auch militärisch verteidigen zu wollen und verringert damit die Informations-Asymmetrie. Auf Grund der Abschreckungswirkung auf Rebellen kommt es deshalb zu längeren Friedensperioden. Langfristig hohe, aber auch kurzfristig sehr starke positive Ausschläge bei den Importzahlen könnten somit die Vorkriegsdauer verlängern ([Pamp et al., 2016](#); [Suzuki, 2007](#)).

Mehr Waffenimporte → kürzere Friedensperiode?

Im Gegensatz dazu können Waffenimporte jedoch auch als Antizipation eines bevorstehenden Konfliktes durch die Regierung gesehen werden. Die Regierung kann zudem mittels der Waffenimporte den Rebellen signalisieren, dass sie nicht an einer friedlichen Beilegung des Konfliktes interessiert ist. ([Pamp et al., 2016](#), 7). Das Resultat: Der Konflikt eskaliert und die Friedensperiode verkürzt sich.

Diese zwei konträren Hypothesen lassen sich womöglich mit der Einbeziehung der Rebellenstärke unter einen Hut bringen. [Fearon \(2004\)](#) argumentiert beispielsweise, dass sich

aus den Eigenschaften der Rebellen und den damit verbundenen Zielen, verschiedene Strategien ergeben. Diese sind jeweils mit unterschiedlichen Dauern verknüpft. Rebellen, die die Regierung stürzen wollen, müssen demnach alles auf eine Karte setzen. „This technology, a tipping process, is basically all or nothing“ (Fearon, 2004, 289). Dem gegenüber sei das Ziel von peripheren Aufständen möglichst lange zu bestehen und so der Regierung Zugeständnisse abzurufen.

Dementsprechend sind schwache Rebellen, die auf Grund ihrer limitierten Fähigkeiten nicht auf offene Konfrontation aus sind, - sondern beispielsweise auf Guerilla-Taktiken setzen - von Waffenimporten der Regierung weniger betroffen, als starke Rebellen.

Des Weiteren befindet sich die Regierung im Sinne von Moore (2012) gegenüber schwachen Rebellen bereits in einem starken militärischen Vorteil. Zusätzliche Waffen beeinflussen dieses Verhältnis nicht entscheidend. Dass die Regierung trotzdem den Import an Waffen erhöht, lässt sich durch das Zeigen von Entschlossenheit gegenüber den Rebellen oder der restlichen Bevölkerung erklären. **Daraus folgt die Hypothese: Sind die Rebellen schwach, haben Waffenimporte keinen Effekt auf die Vorkriegsdauer.**

Im Gegensatz dazu können starke Rebellengruppen auf eine offene Konfrontation mit der Regierung setzen. Im Sinne von Fearon (2004) setzten sie alles auf eine Karte, um den Konflikt schnell zu gewinnen. Importanstiege können in diesem Fall als Antizipation des Konflikts durch die Regierung und als Signal an die Rebellen verstanden werden, dass die Regierung an der Macht bleiben will (Resolve). Um ihre Ziele zu erreichen, müssen starke Rebellen deshalb zu den Waffen greifen. **Daraus folgt die Hypothese: Sind die Rebellen stärker als die Regierung, haben Waffenimporte einen verkürzenden Effekt auf die Vorkriegsdauer.**

Sind die Rebellen zu Konfliktbeginn jedoch ungefähr gleich stark, können Waffenimporte ihre abschreckende Wirkung entfalten, da sie das Pendel der CSF entscheidend beeinflussen. Die Folge: **besteht Parität zwischen Regierung und Rebellen führen Waffenimporte zu einer Verlängerung der Vorkriegszeit.**

Mehr Waffenimporte → von Konflikten gefeit?

Chiba et al. (2015) gehen in ihrer Aufsatz davon aus, dass ein Land immun gegenüber innerstaatlichen Konflikten ist, wenn alle beteiligten Akteure mit dem Status Quo zufrieden sind. „When actors are satisfied with the status quoe, the risk of conflict is

theoretical zero“ (Chiba et al., 2015, 519). Faktoren, die die Zufriedenheit mit dem Status Quo beeinflussen seien unter anderem ein hoher Entwicklungsstandard oder ein demokratisches System. Sie stellen jedoch auch die These auf, dass stabile Autokratien für eine Art Zufriedenheit mit dem Status Quo führen. Der Grund: „(They) can impose high costs for violence und successfully repress opposition forces“ (Chiba et al., 2015). In diesem Sinne wären Waffenimporte ein Mittel zum Zweck, um für eine Zufriedenheit mit dem Status Quo zu sorgen, da sie die Kosten für eine Rebellion erhöhen. Hohe Importzahlen könnten deshalb einen positiven Einfluss auf die Immunität eines Landes haben. Eine erste Hypothese lautet dementsprechend. Ein großes Waffenarsenal kann das Konfliktrisiko eines Landes senken und damit zu Immunität verhelfen.

Allerdings stellt sich die Frage, ob dieser Effekt linear ist. Ein Staat ist nicht auf repressive Maßnahmen angewiesen, wenn die Bevölkerung auf andere Weise zufrieden ist - beispielsweise auf Grund der wirtschaftlichen Entwicklung. Importiert ein Land langfristig keine Waffen, kann dies ebenfalls ein Zeichen dafür sein, dass das Land immun gegen Konflikte ist. Daraus lässt sich folgern, dass Waffenimporte womöglich einen kurvilinearen Zusammenhang mit dem Konfliktrisiko und damit der Dauer der Vorkriegszeiten haben. Ist die Importzahl langfristig bei 0 ist das Risiko sehr gering. Anschließend steigt das Risiko bis zu einer gewissen Importmenge, die nicht ausreicht, für Zufriedenheit mit dem Status Quo zu sorgen. Rüstet sich der Staat jedoch so stark auf, dass Aufstände mit sehr hohen Kosten verbunden ist, sinkt das Konfliktrisiko erneut. Die entsprechende Forschungshypothese lautet deshalb: **Waffenimporte haben einen kurvilinearen Einfluss auf die Immunität eines Landes von Bürgerkriegen**

5.3 Einfluss auf Dauer der Kriegezeit

Auch bei der Dauer der Kriegezeit ist aus theoretischer Sicht das Kräfteverhältnis von Regierung und Rebellen zu berücksichtigen. Kurz wiederholt, lautet das Ergebnis der dyadischen Forschungsarbeiten zur Dauer von Bürgerkriegen: Sind die Rebellen im Vergleich zur Regierung relativ stark, sind die Konflikte mit einer kürzeren Dauer assoziiert (Cunningham et al., 2009; Buhaug et al., 2009; Fukumoto, 2015). Schwache Rebellen in der Peripherie sind hingegen mit längeren Konflikten assoziiert. Welche Auswirkungen der Waffenimporte lassen sich hier diskutieren?

Ein naiver Schluss aus der Contest-Success-Funktion wäre anzunehmen, dass sich bei

schwächeren Rebellen und einem Aufrüsten der Regierungsseite die Konfliktzeit verkürzt. Wie oben dargelegt, sind jedoch gerade schwache Rebellengruppen mit längeren Konflikten assoziiert – da sie laut [Fearon \(2004\)](#) auf eine andere Kriegstaktik setzen müssen. Steigende Importe auf Seiten der Regierung sollten auf dieses Verhältnis keinen verkürzenden Einfluss nehmen ([Moore, 2012](#)). Ähnliches gilt für starke Rebellen. Hier führen große Waffenimporte nach Konfliktbeginn, wenn überhaupt zu einer Gleichgewichtssituation. Diese ist aber ebenfalls mit längeren Konflikten verbunden ([Walter, 2009](#), 252). Im Falle von Parität lässt sich nach Moore argumentieren, dass in Konflikten, bei denen die Regierungsseite externe Hilfen erhält, häufig auch die Rebellenseite Unterstützung bekommt – dies führt wiederum zu einer Gleichgewichtssituation und längeren Konflikten. Daraus folgt: **Hohe Importzahlen führen zu längeren Konflikten, egal wie stark die Rebellen sind**

Aus Bargaining-Perspektive lassen sich die gleichen Schlüsse ziehen. Mit dem Ausbruch des Konfliktes und den ersten Gefechten erhält die Regierung Informationen über die Stärke der Rebellen. Folgt aus dieser Information, dass die Rebellen stärker sind als gedacht und die bisherigen Mittel nicht ausreichen, um militärisch zu bestehen, muss das Waffenarsenal entsprechend aufgestockt werden. Dies kann von Seiten der Rebellen sowohl als Schwäche oder Resolve aufgefasst werden. Aus beiden würde eine Fortsetzung des Konfliktes durch die Rebellen folgen. Halten die Rebellen die Regierung für schwach, gibt es keinen Grund den Konflikt zu beenden. Fassen die Rebellen die Importe als Resolve auf, bleibt ihnen auf Grund negativer Konsequenzen bei einer Niederlage auch nichts Anderes über als weiter zu kämpfen. Die Forschungshypothese lautet deshalb: **Hohe Importzahlen und starke positive Ausschläge führen zu längeren Konflikten**

Ein Punkt der in diesem Zusammenhang diskutiert werden muss, sind mögliche **Wirkungsmechanismen durch Waffenimporte vor dem Ausbruch des Konfliktes**. Die naive Interpretation der CSV wäre erneut anzunehmen, dass große Waffenimporte vor Konfliktbeginn diesen verkürzen, da somit die Chance erhöht wird, dass $f(G_{Reg}^m) \gg f(G_{Reb}^m)$ gilt. Wie gerade diskutiert, führt dieses Kräfteverhältnis jedoch nicht unbedingt zu kürzeren Konflikten. Die Ausnahme: Die Regierung ist auf Grund der Importe dazu in der Lage die Rebellen schnell zu besiegen. Wie die Ergebnisse von [Cunningham et al. \(2009\)](#); [Fukumoto \(2015\)](#) zeigen, sinkt die Chance für einen Sieg der Regierung mit der Dauer des Konfliktes. Im Falle von mindestens gleich starken Rebellen ist die Wahrscheinlichkeit für einen Sieg der Rebellen in der Anfangsphase größer,

als die der Regierung ([Cunningham et al., 2009](#), 589). Dementsprechend können Waffenimporte vor dem Ausbruch der Regierung helfen die Anfangsphase zu überstehen. Die Folge davon sind jedoch längere Konflikte. Schwache Rebellen sind von vornherein mit längeren Konflikten assoziiert. Importe vor dem Ausbruch sollten darauf keinen Einfluss haben (siehe oben).

Waffenimporte vor dem Ausbruch eines Konflikts können aus zwei weiteren Gründen eine Konflikt-verlängernde Wirkung haben. Im Sinne der Bargaining-Theorie können die Importe erneut als Entschlossenheit der Regierung angesehen werden den Status Quo auch militärisch zu verteidigen. Zweitens lässt sich an [Craft and Smaldone \(2002\)](#) anknüpfen. Demnach können Waffenimporte die Selbsteinschätzung der Regierung bezüglich der eigenen militärischen Fähigkeiten beeinflussen. In diesem Sinne führen große Waffenimporte vor dem Konflikt dazu, dass die Regierung überzeugt ist aus dem Konflikt als Sieger hervorzugehen. Deshalb hat sie keine Anreize einen Konflikt friedlich zu beenden. Daraus folgt die Hypothese: **Der Aufbau eines großen Waffenarsenals vor Konfliktausbruch durch die Regierung führt zu längeren Bürgerkriegen.**

Leider lässt sich diese Hypothese mit dem hier verwendeten SPDDD-Modell von [Chiba et al. \(2015\)](#) nicht testen. Der Grund: Variablen, die in der Kriegszeit oder Nachkriegszeit in das Modell aufgenommen werden, benötigen eine entsprechende Vergleichsvariable in der Phase davor. In den Daten existieren jedoch keine Waffenimporte vor der Vorkriegsphase. Um die oben gestellte Hypothese zu testen, müsste deshalb eine andere Modellierungsmethode gewählt werden.

Allerdings ist die Modellierung von zeitlichen Interdependenzen durch das statistische Modell von [Chiba et al. \(2015\)](#) auf andere Weise gegeben. Die Autoren haben mit ihrem Modell aufgezeigt, dass zwischen den einzelnen Phasen eine negative Assoziation bestehen kann. Sprich auf kurze Vorkriegsphasen (Kriegsphasen) folgen lange Kriegsphasen (Nachkriegsphasen) und vice versa. Variablen, die einen signifikanten Effekt auf die Dauer der Vorkriegszeit oder Kriegszeit haben, beeinflussen somit auch die Dauer der nachfolgenden Phase.

5.4 Einfluss auf Dauer der Nachkriegszeit

Wie die Literaturübersicht ergab, hängt die Dauer der Nachkriegszeit wesentlich von drei Faktoren ab: dem Typ und der Art des Sieges, dem Inhalt der Friedensverträge und möglichen Peace-Keeping-Missionen (Fortna, 2004; DeRouen et al., 2009; Licklider, 1995; Quinn et al., 2007). Vor diesem Hintergrund lässt sich erstens argumentieren, dass hohe Waffenimporte nach Beendigung eines Konflikts die Entschlossenheit der Regierung symbolisieren an der Macht zu bleiben. Die Regierung reduziert damit ein mögliches Informationsdefizit gegenüber möglichen Herausforderer. Dies entspricht der bereits diskutierten Abschreckungswirkung.

Ein konträres Argument ist, dass Waffenimporte in dieser Phase ein Zeichen dafür sind, dass der Konflikt latent weiter besteht. Die Regierung importiert Waffen, um für einen erneuten Ausbruch gerüstet zu sein. Dies ist vor allem der Fall, wenn der Konflikt mit einer Friedensvereinbarung beendet wurde. Dieses Mittel der Konfliktbeilegung wird von der Regierung vor allem in Phasen der Schwäche verwendet (Walter, 2009). Der Import von Waffen durch die Regierung, um die Oberhand zurück zugewinnen, wäre die erwartete Antwort auf solch einen Prozess. Dementsprechend lautet die Forschungshypothese: **Hohe Importzahlen und starke positive Ausschläge führen zu kürzeren Postkonflikt-Friedensperioden**

Auch in dieser Phase muss diskutiert werden, ob Waffenimporte während des Konfliktes einen Einfluss auf die Dauer der Nachkriegsphase haben können. Ein Punkt der in diesem Zusammenhang angesprochen werden sollte, sind mögliche Wirkungsmechanismen durch Waffenimporte während des Konfliktes. Hier kann wieder die Modellierung der zeitlichen Interdependenz durch das Modell von Chiba et al. (2015) berücksichtigt werden. Sorgen die Waffenimporte während des Konflikts dafür, dass die Regierung den Konflikt schnell und mit einem klaren Sieg beenden kann, hat dies eine positive Auswirkung auf die Dauer der Nachkriegszeit (Walter, 2015; Chiba et al., 2015). Aus der bisherigen Argumentation wird allerdings ersichtlich, dass dieser Wirkungsmechanismus nicht erwartet wird. Die Hypothese lautet, dass Waffenimporte während des Krieges mit einer längeren Konfliktzeit verknüpft sind. Dem entsprechend sollten **Waffenimporte während des Konfliktes eine verkürzende Wirkung auf die Nachkriegszeit haben.**

5.5 Forschungshypothesen

Die Forschungshypothesen lauten zusammengefasst:

- H1 Die Dauer der Vorkriegszeit ist unabhängig von der Höhe der Waffenimporte, wenn die Rebellen schwächer sind als die Regierung
- H2 Waffenimporte haben einen verkürzenden Effekt auf die Vorkriegsdauer, wenn die Rebellen stärker sind als die Regierung
- H3 Waffenimporte haben einen verlängernden Effekt auf die Vorkriegszeit, falls Parität zwischen Regierung und Rebellen besteht
- H4 Der Aufbau großer Waffenarsenale ist mit Immunität verknüpft
- H5 Der Aufbau großer Waffenarsenale hat einen kurvilinearen Effekt auf den Immunitätsstatus eines Landes
- H6 Hohe Importzahlen und starke positive Ausschläge sind mit längeren Konflikten assoziiert
- H7 Hohe Importzahlen und starke positive Ausschläge sind mit kürzeren Postkonflikt-Friedensperioden assoziiert

6 Empirische Analyse

Nach dem Aufstellen der Forschungshypothesen folgt nun die empirische Analyse und das Testen der Hypothesen. [Abschnitt 6.1](#) präsentiert die dafür verwendeten Datensätze, die Definitionen der einzelnen Phasen, den Umgang mit fehlenden Daten und die Operationalisierung der Waffenimporte sowie der Rebellenstärke. In [Abschnitt 6.2](#) werden die Datensätze deskriptiv analysiert. Der Fokus liegt dabei auf der Dauer der einzelnen Phasen und der Stratifizierung nach Waffenimporten sowie Rebellenstärke. [Abschnitt 6.3](#) stellt ausführlich das von [Chiba et al. \(2015\)](#) aufgestellte Split-Population Duration-Duration (SPDDD)-Modell vor, um in [Abschnitt 6.4](#) die entsprechenden Modelle zu präsentieren. Abschließend werden in [Abschnitt 6.5](#) die Modellgüte und Robustheit diskutiert.

6.1 Datengrundlage

6.1.1 Datensätze und Phasen-Definitionen

Die in dieser Masterarbeit verwendeten Daten stammen aus drei Quellen. Die Informationen bezüglich der Dauer der einzelnen Phasen stammen aus dem SPDDD-R-Paket von [Chiba et al. \(2015\)](#)⁹. Grundlage hierfür ist der Version-4-UCDP-Datensatz und eine Zusammenstellung von unabhängigen Staaten durch [Gleditsch and Ward \(1999\)](#). Von den 177 dort enthaltenen Staaten nehmen die Autoren laut eigener Aussage 166 in die Analyse auf. Aus ihrem Datensatz ergeben sich jedoch nur 161 unterschiedliche Länder. Mit Ausnahme der Rebellenstärke und den Waffenimporten stammen alle verwendeten Variablen aus diesem Datensatz. Der Beobachtungszeitraum reicht von 1946 bis 2004.

Die Beobachtungseinheiten sind sogenannte Spells / Zeiträume. [Chiba et al. \(2015\)](#) definieren einen Conflict-Spell als: „a series of country-day observations where a country

⁹Verfügbar unter <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/N5IF8R>, zuletzt geprüft am 22.06.2017

experiences at least one ongoing intrastate conflict“ (Chiba et al., 2015, 531). Zu jedem Conflict-Spell gibt es einen Pre-Conflict-Spell und einen Post-Conflict-Spell – es sei denn, der Conflict-Spell ist rechtszensiert oder beginnt vor dem Beobachtungsbeginn am 1.1.1953. Die Dauer eines Conflict-Spells ist die Anzahl an Tagen vom Ausbruch eines Konflikts bis zur Beendigung oder dem Ende des Beobachtungszeitraumes am 31.12.2004. Da sich die Kovariablen über die Zeit ändern können, zerlegen Chiba et al. (2015) jeden Spell in dessen Spell-Jahre. Innerhalb eines Jahres sind die Variablen konstant, über die Jahre hinweg können sie jedoch ihre Werte verändern.

Der Startpunkt eines Post-Conflict-Spells ist jeweils der Tag der Beendigung des Konflikts. Das Ende eines Post-Conflict-Spells wird bestimmt durch das Ausbruch-Datum eines neuen Konflikts, dem Tag an dem ein Land die Unabhängigkeit verliert oder dem Ende des Beobachtungszeitraumes. Die Pre-Conflict-Spells bestehen aus Spells, bei denen das Ende durch den Ausbruch eines Konflikts definiert wird oder die bis zum Ende des Beobachtungszeitraumes keinen Konflikt erleben. Ein alternatives Ende ist der Verlust der Unabhängigkeit. Startpunkt eines Pre-Conflict-Spells ist dementsprechend entweder der 1.1.1953, der Tag der Unabhängigkeit oder „the date of termination of the most recent intrastate conflict“ (Chiba et al., 2015, 532)¹⁰. Insgesamt enthält der Datensatz 267 Pre-Conflict-Spells, 222 Konflikt-Spells und 203 Post-Conflict-Spells. Die Differenzen ergeben sich jeweils durch rechtszensierte Beobachtungen.¹¹

6.1.2 Daten-Join und Kodierung von Waffenimporten

Die Informationen zum Import von Waffen stammen, wie bereits in Kapitel 2 diskutiert, vom Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI). Der Datensatz enthält die jährlichen Major Conventional Weapons (MCW)-Importe pro Land gemessen in einem Trend Indicator Value (TIV). Die in dieser Arbeit verwendeten Daten wurden zuvor vom Lehrstuhl für Empirische Politikforschung und Policy Analysis des Geschwister-Scholl-Instituts für Politikwissenschaft aufbereitet und dem Autor zur Verfügung gestellt. Der Datensatz enthält Informationen zu 167 Ländern für einen Zeitraum von

¹⁰Anzumerken ist, dass im UCDP-Datensatz das Ende eines Konflikts auch eine Schätzung sein kann. Viele Konflikte enden zum Beispiel am 31. Dezember. Dies ist dann eine Schätzung für den wahren Wert.

¹¹Der Datensatz besteht aus drei Subdatensätzen, die in einem Listen-Element zusammengefügt sind. Element 1 der Liste ist ein Datensatz der die Spell-Informationen der Vorkriegszeit enthält, Element zwei enthält die Informationen zur Post-Konflikt-Zeit und Element 3 die Daten zu den Konflikten.

1946 bis 2015 und ist ebenfalls Grundlage für [Pamp et al. \(2016\)](#). Auf Grund der Qualität der Daten, lassen die Autoren ihre Analyse erst ab 1953 beginnen ([Pamp et al., 2016](#), 8). Da der Datensatz von [Chiba et al. \(2015\)](#) nur bis 2004 reicht, ergibt sich für diese Masterarbeit ein Beobachtungszeitraum von 1953 bis 2004.

Um die UCDP-Daten mit den [SIPRI](#)-Daten zu vereinigen, wurde daher zunächst der UCDP-Datensatz für den Zeitraum von 1953 bis 2004 aufbereitet. Für Spells, die erst nach 1953 beginnen, stellt dies kein Problem dar. Für den Rest musste das Startdatum und die Dauer neu berechnet werden. Zudem fallen Spells heraus, wenn die gesamte Dauer der Phase zwischen dem 1.1.1946 und dem 31.12.1952 liegt.

Im zweiten Schritt wurde ein Schlüssel aus den Landes-Namen und dem jeweiligen Jahr erstellt - so konnten die Daten per Left-Join verknüpft werden. Nach dem Join verbleiben 153 von 162 Ländern im Datensatz. In der Vorkriegszeit fallen neun Länder heraus: Greece, Cote DIvoire, Comoros, Israel, People's Republic of Korea, Democratic Republic of Vietnam, Republic of Vietnam, Costa Rica und Solomon Islands. In der Nachkriegsphase sind es vier Länder: Greece, Comoros, Vietnam, Republic of und Costa Rica. In der Kriegsphase fünf: Greece, Cote DIvoire, Comoros, Republic of Vietnam und Costa Rica.

Neben den ursprünglichen Waffenimporten in [TIV](#) enthält der [SIPRI](#)-Datensatz des Instituts folgende Import-Varianten: Zum einen wurde eine einfache logarithmierte Version *logimport* gebildet. Zweitens gibt es Variablen, die jeweils den Mittelwert über die letzten fünf beziehungsweise zehn Jahre messen (*logimport_avgbackw5* und *logimport_avgbackw10*). Drittens wurden Variablen erstellt, die die Abweichung von diesen Mittelwerten im jeweiligen Jahr messen (*logimport_deltabackw5*, *logimport_deltabackw10*).

6.1.3 Umgang mit fehlenden Daten

[Chiba et al. \(2015\)](#) haben fehlende Daten in ihrem Datensatz mittels des semi-parametrischen Verfahrens von [Hoff \(2007\)](#) imputiert ([Chiba et al., 2015](#), 534). Wie viele Daten imputiert worden sind und ob dadurch mögliche Probleme in der Schätzung auftreten, diskutieren die Autoren leider nicht. Als Folge enthält der im R-Paket enthaltene Datensatz keine fehlende Werte. Anders bei den [SIPRI](#)-Daten:

	Country	Beobachtungen	Anzahl_NA_logimport
1	Congo, Democratic Republic of (Zaire)	91	91
2	Korea, People's Republic of	52	52
3	Cote D'Ivoire	46	46
4	Comoros	43	43
5	Russia (Soviet Union)	68	42
6	Solomon Islands	27	27
7	Vietnam, Republic of	24	24
8	Vietnam, Democratic Republic of	51	21
9	Azerbaijan	8	2
10	Georgia	17	2
11	Guinea	43	2
12	Armenia	14	1
13	Belarus (Byelorussia)	14	1
14	Croatia	5	1
15	Estonia	14	1
16	Kazakhstan	14	1
17	Kyrgyz Republic	14	1
18	Latvia	14	1
19	Lithuania	14	1
20	Macedonia (Former Yugoslav Republic of)	11	1
21	Moldova	2	1
22	Tajikistan	5	1
23	Turkmenistan	14	1
24	Ukraine	14	1
25	Uzbekistan	14	1

Tabelle 1: Länder mit fehlenden Daten

Über alle Phasen hinweg fehlen bei 8 Ländern mehr als 20 Jahreswerte. Diese Fälle entsprechen den oben angeführten Ländern, die nicht im [SIPRI](#)-Datensatz enthalten sind. Ein Blick auf die 17 anderen Länder zeigt, dass diese vor allem aus Osteuropa stammen. Der Grund: Im [SIPRI](#)-Datensatz existieren diese Länder erst ab 1992 – bei den UCDP-Daten jedoch bereits ab 1991.

Da die [SPDDD](#)-Funktion im R-Paket nur mit kompletten Daten umgehen kann, wurde folgendes Vorgehen gewählt. Alle Spells mit mehr als zwei Missings wurden aus dem Datensatz entfernt. Damit fallen 13 Spells aus dem Datensatz heraus (siehe [Anhang A: Tabellen, Tabelle 7](#)). Bei den verbleibenden 18 Spells wurden die fehlenden Werte auf 0 gesetzt. Da dies jeweils die erste Beobachtung der osteuropäischen Länder ist und auch für 1992 diese Spells größtenteils eine 0 aufweisen, scheint das Vorgehen gerechtfertigt.

Damit enthält der Datensatz nach dem Join und der Bearbeitung der fehlenden Daten 203 Conflict-Spells zu 1028 Konflikt-Jahren. In 185 Fällen liegt dabei ein tatsächliches Enddatum vor, 18 Spells sind rechtszensiert. Dementsprechend gibt es 185 Post-Conflict-

Spells über 1869 Beobachtungsjahre. Von diesen Spells sind wiederum 69 rechtszensiert. In 116 Fällen kam es zu einem erneuten Konfliktausbruch.

Für die Vorkriegsperiode liegen insgesamt 262 Spells vor, die sich über 4614 Friedensjahre verteilen. In 202 Spells ist ein Konflikt ausgebrochen. Da Israel während des gesamten Beobachtungszeitraumes in einem Konfliktstatus ist, entspricht dies den 203-Conflict-Spells minus einem Spell für Israel. 60 der Pre-Conflict-Spells sind rechtszensiert. Hier ist im gesamten Beobachtungszeitraum kein innerstaatlicher Konflikt ausgebrochen. Die unterschiedliche Dauer der Spells wird in [Abschnitt 6.2](#) analysiert.

6.1.4 Kodierung der Rebellenstärke

Die Daten bezüglich der Rebellenstärke sind im Non-State-Actor Dataset ([NSA](#)) von [Cunningham et al. \(2009\)](#) zusammengefasst.¹² Der Datensatz enthält 578 Konfliktdyaden. Pro Dyade existiert jeweils eine Regierungsseite A und eine Rebellen­seite B. Dazu gibt es Informationen zur Stärke der jeweiligen Rebellen. Des Weiteren ist die Konflikt-UCDP-ID enthalten, welche einen Join mit den Konflikt-Spells möglich macht. Insgesamt gibt es Konflikt-Dyaden zu 129 Ländern bei 204 UCDP-Conflict-IDs. Der Beobachtungszeitraum reicht vom 1.1.1946 bis zum 31.12.2011.

Die Stärke der Rebellen wird mittels acht Variablen gemessen. Diese reichen von der Mobilisierungskapazität und Kampfkraft, bis hin zu Existenz eines legalen, politischen Flügels (vgl. [Unterabschnitt 3.1.2](#)). In dieser Arbeit wird auf die aggregierte Zusammenfassung der Rebellenstärke aus den einzelnen Variablen zurückgegriffen. Die Variable *rebstrength* ist ordinalskaliert und unterscheidet zwischen sehr schwachen (1), schwachen, gleichstarken, stärkeren und viel stärkeren Rebellen (5) – im Vergleich zur Regierung.

Da diese Arbeit die Konflikt­dauern nicht direkt auf einer dyadischen Ebene untersucht – wie [Cunningham et al. \(2009\)](#) oder [Buhaug et al. \(2009\)](#) – wurde den Daten die Information entnommen, welcher maximalen Rebellenstärke ein Land während einem Konflikte-Spell-Year ausgesetzt ist (*rebstrength_max*). Ein UCDP-Konflikt-Spell-Year kann aus mehreren Konflikt-Dyaden mit jeweils unterschiedlich starken Rebellen bestehen. In diese Arbeit wird jeweils das Maximum der Rebellenstärke pro Jahr verwendet. Ein Beispiel:

¹²Online verfügbar unter: <http://privatwww.essex.ac.uk/ksg/eacd.html>, zuletzt aufgerufen am 22.06.2017

Für die Philippinen liegen im Zeitraum zwischen 1946 und 2011 drei Konflikt-Dyaden vor.

- Philippines vs Communist Party of the Philippines (weaker) von 1969 bis 2011
- Philippines vs Military Faction (much weaker) von 1987 bis 1990
- Philippines vs Huk von 1946 bis 1954 (parity)

Für den Überschneidungszeitraum von 1987 – 1990 wurden dementsprechend das Maximum aus den beiden vorliegenden Dyaden – *weaker* – gewählt.

Aus der ordinalen Variable wird zusätzlich eine binäre Version (*rebstrength_bin*) erstellt, da das [SPDDD](#)-Modell mit dieser besser rechnen kann. Die Variable unterscheidet zwischen Rebellen, die mindestens gleich stark (1) oder höchstens schwächer (0) sind.

Die maximale Rebellenstärke kann somit im Kriegsdatsatz über die Spell-Years hinweg variieren. Der [NSA](#)-Datensatz enthält jedoch keine Informationen bezüglich der Rebellenstärke während der Pre- und Post-Conflict-Spells. Allerdings ergibt sich ein Anknüpfungspunkt aus der Rebellenstärke zum Start- und Endpunkt der Konflikte. Damit lässt sich die Rebellenstärke zum Ende eines Pre-Conflict-Spells und dem Anfang der Post-Conflict-Spells bestimmen. Für Länder ohne Konflikt gibt es keine Informationen zur Stärke von Rebellen. Diesen wird daher der Wert 0 zugeschrieben – auch in der binären und tertiären Version. Die Variablen zur Rebellenstärke in diesen Phasen messen demnach, wie stark die Rebellengruppe zu Beginn oder am Ende des Konfliktes war. Welche deskriptiven Erkenntnisse lassen sich nun aus den drei zusammengeführten Datensätzen ermitteln?

6.2 Deskriptive Analyse

Dieser Abschnitt wird zunächst die Dauer der einzelnen Phasen analysieren und dann Schritt für Schritt die Waffenimporte und die Rebellenstärke hinzunehmen. Abschließend werden die drei Variablen zusammen betrachtet.

6.2.1 Dauer der einzelnen Phasen

Die Dauer der einzelnen Phasen ist, wie aus [Abbildung 1](#) ersichtlich rechtsschief verteilt – wobei Konflikt-Phasen die kürzesten Dauern aufweisen. 50 Prozent der Konflikte werden im Zeitraum zwischen 0 und 1.08 Jahren beendet. Dem gegenüber liegt der Median für Pre-Conflict-Spells bei 5.3 und für Post-Conflict Spells bei 2.71 Jahren. Bei der Berechnung wurden rechtszensierte Spells ausgeschlossen.

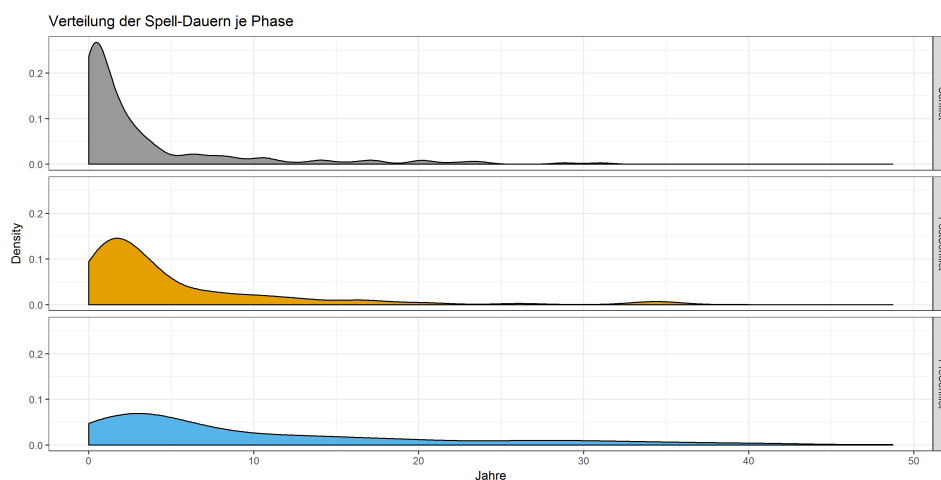


Abbildung 1: Verteilung der Spell-Dauern

Dieses Ergebnis verdeutlicht [Abbildung 2](#). Die Grafik zeigt zudem, dass die Streuung bei den Pre-Conflict-Spells am größten ist. 75 Prozent dieser Beobachtungen liegen zwischen 0 und 14.6 Jahren. (Konflikt: 3.39 Jahre, Post-Konflikt: 6.7 Jahre).

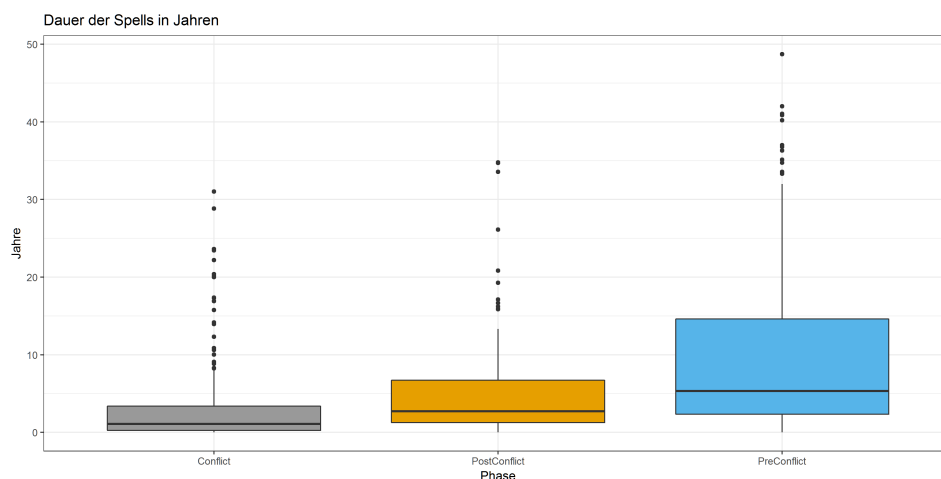


Abbildung 2: Dauer der Spells je Phase

Auch das Maximum ist bei den Pre-Conflict-Spells am höchsten. Die längste nichtrechtszensierte Vorkriegszeit liegt bei 48.7 Jahren für die USA. Die Friedensperiode endet mit dem Angriff von al-Qaida auf das World Trade Center 2011. Der längste nichtrechtszensierte Konflikt hat eine Dauer von 31 Jahren und wurde zwischen Guatemala und der Guatemalan National Revolutionary Unity geführt. Die längste Nachkriegszeit erlebte Paraguay mit 34.7 Jahren.

6.2.2 Stratifizierung nach Phasen und Waffenimporten

Welches Bild ergibt sich, wenn die Waffenimporte an die Regierung und die drei Phasen zusammen betrachtet werden? Zunächst zeigt [Abbildung 3](#), dass in Summe das meiste Geld für Waffenimporte in rechtszensierten Pre-Conflict-Spells ausgegeben wird. Dies sind Länder, in denen während des Beobachtungszeitraumes kein einziger Konflikt ausgebrochen ist.

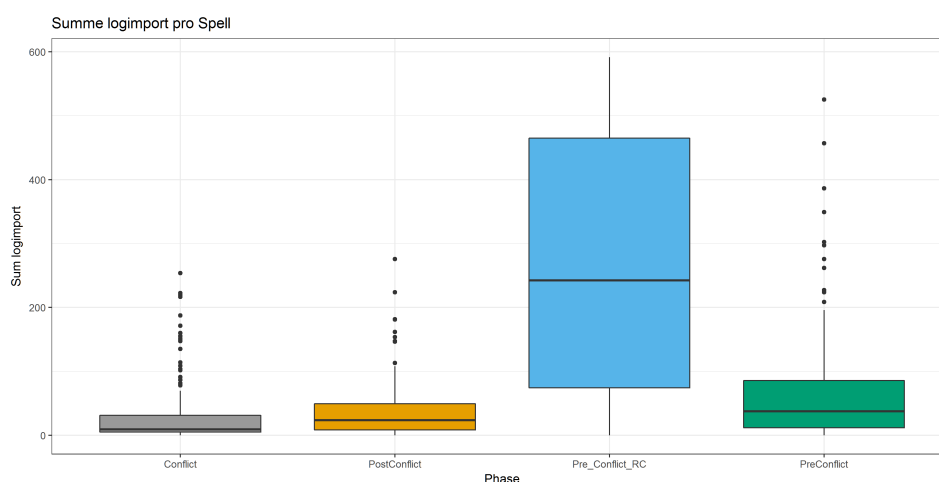


Abbildung 3: Boxplot über Summe der logarithmierten Waffenimporte pro Spell

Es ist jedoch zu bedenken, dass diese Spells eine sehr lange Dauer aufweisen (52 Jahre) und deshalb die Summe der Importe über alle Jahre eines Spells hinweg automatisch relativ groß sein kann. Deshalb ist es sinnvoll zusätzlich den Median der Waffenimporte pro Spell zu betrachten:

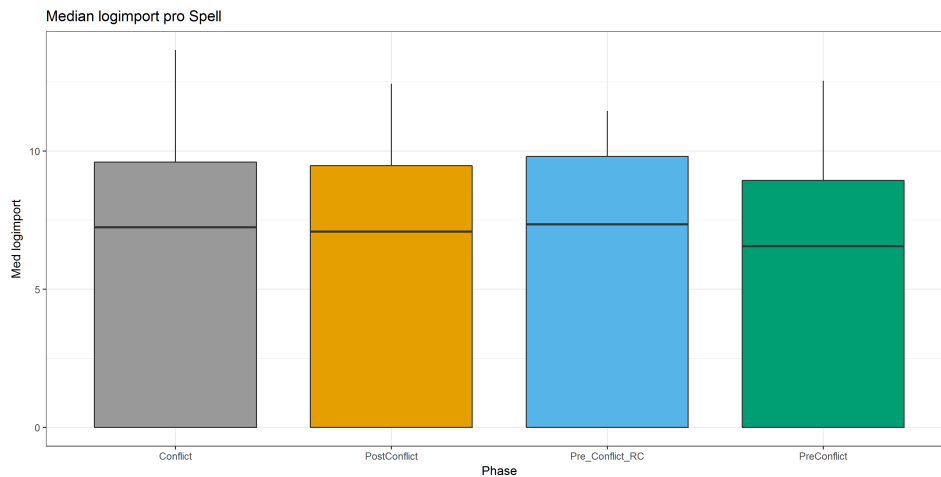
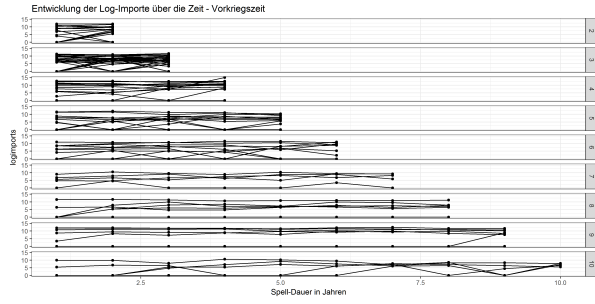


Abbildung 4: Boxplot über Median der logarithmierten Waffenimporte pro Spell

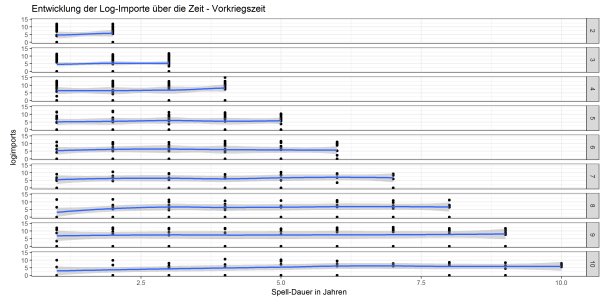
Aus [Abbildung 3](#) wird nun ersichtlich, dass sich die Waffenimporte pro Spell-Jahr im Median kaum zwischen Conflict-, Post-Conflict und rechtszensierten Pre-Conflict Phasen unterscheiden. Die Boxen sind nahezu identisch. Nur die nicht-rechtszensierten Vorkriegs-Spells weisen einen geringeren Median bei den Waffenimporten pro Spell auf. Das bedeutet: In Vorkriegs-Spells, in denen zum Zeitpunkt t tatsächlich ein Konflikt ausbricht, werden tendenziell weniger Waffen importiert als in den anderen Spells. Hierzu ein paar weitere deskriptive Kennzahlen:

Das höchste Summe für Waffenimporte in der Vorkriegszeit haben demnach von 1953 bis 2001 die USA bezahlt. Der Spell mit dem höchsten Median und Mittelwert ist allerdings China zwischen 1953 und 1956. In der Kriegszeit ergibt sich folgendes Bild: Die höchste Summe wurden in Äthiopien von 1964 bis 1992 für Waffenimporte ausgegeben. Der Median pro Spell ist allerdings für den Konflikt in Kuba zwischen 1956 bis 1958 am höchsten. Bezüglich der Nachkriegszeit stammt die höchste Summe aus Nigeria – für den Zeitraum 1979 bis 2003. Der höchste Median ergibt sich erneut für China. Diesmal für den Zeitraum 1957 bis 1959.

Zusätzlich lässt sich die Entwicklung der Waffenimporte über die Zeit betrachten. Hierfür wurden die Spells nach ihrer Dauer in Jahren gruppiert. Pro Gruppe lassen sich die Importe je Spell als Zeitreihen abtragen. Für die Dauer zwischen 2 und 10 Jahren ergeben sich folgende Grafiken:

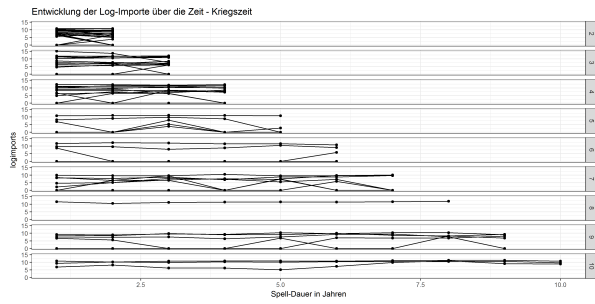


(a) Darstellung mit Linie pro Spell

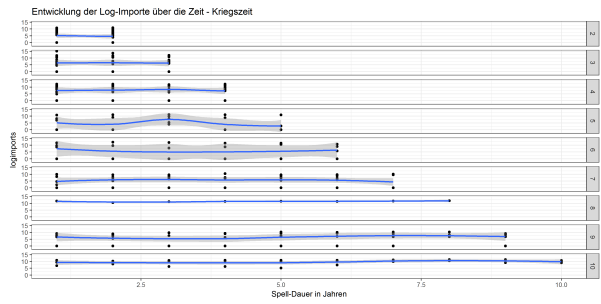


(b) Darstellung mit lokaler Glättung

Abbildung 5: Entwicklung über die Vorkriegszeit

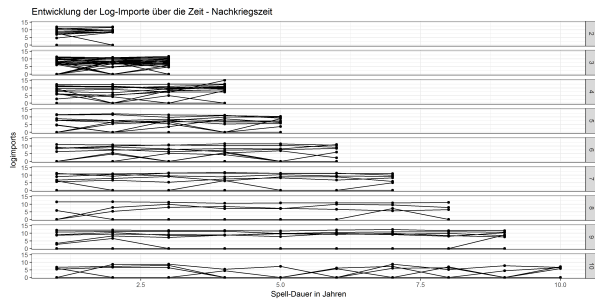


(a) Darstellung mit Linie pro Spell

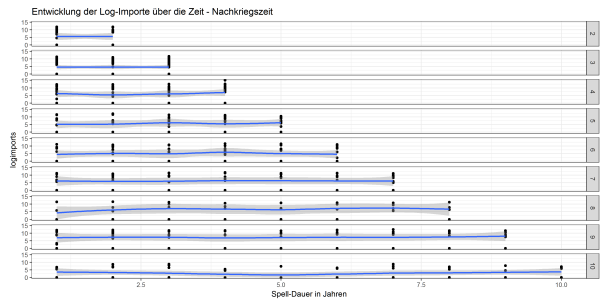


(b) Darstellung mit lokaler Glättung

Abbildung 6: Entwicklung über die Kriegszeit



(a) Darstellung mit Linie pro Spell



(b) Darstellung mit lokaler Glättung

Abbildung 7: Entwicklung über die Nachkriegszeit

Der Zeitraum wurde ausgewählt, da der Großteil der Beobachtungen innerhalb dieser Spell-Längen liegt. Aus den Abbildungen wird ersichtlich, dass die Höhe der Waffenim-

porte pro Spell über die Zeit sehr konstant verläuft – natürlich mit einigen Ausnahmen. Es ist jedoch nicht zu sehen, dass Waffenimporte vor einem Konfliktausbruch Spell-übergreifend ansteigen. Auch zu Beginn eines Konfliktes steigen die Importe nicht allgemein an.

6.2.3 Dauer, Waffenimporte und Rebellenstärke

Die Dauer der Spells und die Waffenimporte lassen sich zusätzlich mit der Stärke der Rebellen vergleichen. [Abbildung 8](#) bildet dafür die Dauer in Hinblick auf die Stärke der Rebellen ab.

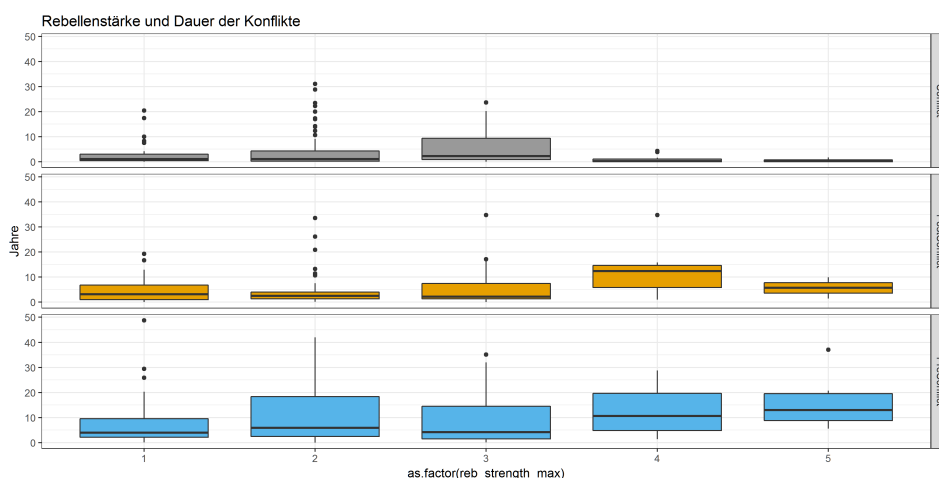


Abbildung 8: Dauer und Rebellenstärke je Phase

Es zeigt sich, dass Konflikte bei denen Parität zwischen Rebellen und Regierung herrscht, die längste Dauer aufweisen (Median bei 2.26 Jahren). Auch wenn die Rebellen schwächer oder sehr viel schwächer sind als die Regierung (Mediane bei 1.07, 1.09 Jahren) dauern die Konflikte länger, als bei stärkeren sowie sehr viel stärkeren Rebellengruppen (Mediane bei 0.19, 0.33 Jahre). Dies bestätigt deskriptiv die Ergebnisse von [Buhaug et al. \(2009\)](#); [Cunningham et al. \(2009\)](#); [Fukumoto \(2015\)](#).

Für die Post-Conflict-Spells ergibt sich, dass die Dauer bei stärkeren und sehr viel stärkeren Rebellengruppen am längsten ist (Mediane bei 12.37, 5.67 Jahren). Für die Dauer der Vorkriegszeit ergibt sich fast eine Art Treppenfunktion. Je stärker die Rebellen zu Beginn eines Konfliktes sind, desto längere Pre-Conflict-Friedenszeiten ergeben sich (Mediane bei 3.95, 5.92, 4.16, 10.66 und 13 Jahren). Achtung: Diese Erkenntnis ist rein deskriptiv

und stellt keinen Wirkungsmechanismus dar.

Interessant ist zudem, wie sich die Waffenimporte in den Verschiedenen Phasen je nach Rebellenstärke unterscheiden. Abbildung 9 zeigt, dass die Mediane für sehr schwache und sehr starke Rebellen am höchsten sind. Dieses Ergebnis zieht sich über alle Phasen hinweg. Die Verteilung bei schwachen Rebellen ist in allen Phasen zweigipflig. Entweder werden in einem Spell sehr wenig Waffenimportiert oder relativ viele – wobei das Maximum des zweiten Gipfels bei etwa 8 liegt.

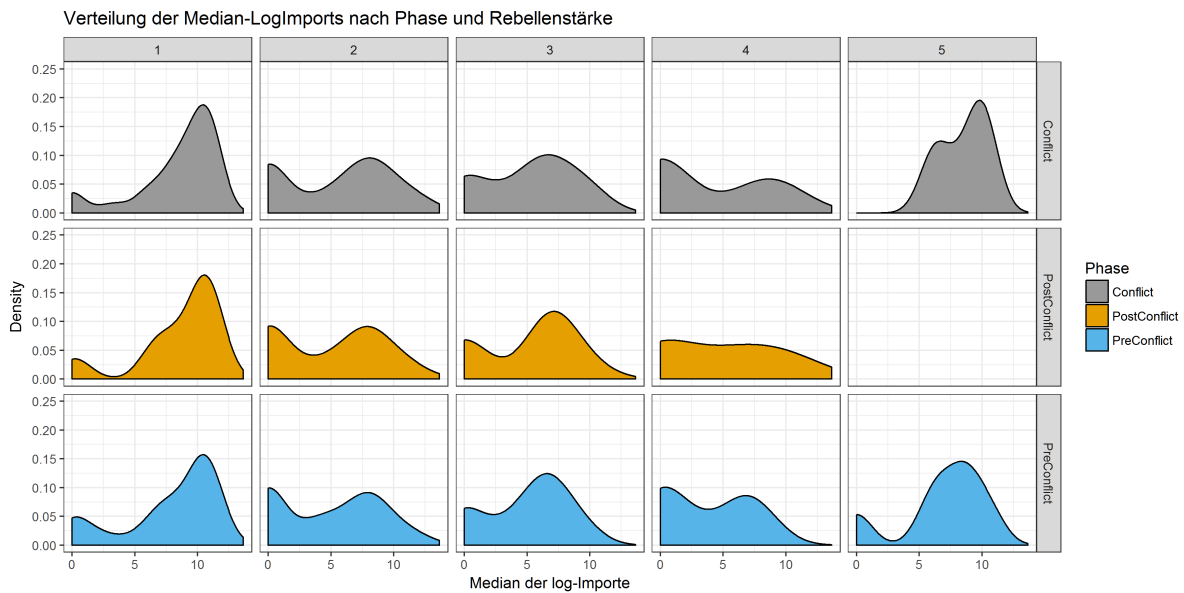


Abbildung 9: Verteilung der log-Import-Mediane je Phase und Rebellenstärke

Für gleichstarke Rebellen ist der Gipfel der Mediane im Vergleich zu schwachen Rebellen leicht nach links versetzt. Bei starken Rebellen weisen kleine Mediane die höchste Dichte auf. Hier gibt es wenig Spells, in denen relativ viel Waffen importiert werden. Bei sehr starken Rebellen gibt es zu wenig Fälle für die Post-Conflict-Spells. In Pre-Conflict-Spells und in den Konflikten selbst ist die Dichte an Spells mit sehr großen Waffenimporten hoch. Haupterkennntnis der Grafik ist somit, dass bei sehr schwachen und sehr starken Rebellen die Mediane der Waffenimporte pro Spell am höchsten sind. Eine Darstellung der zugehörigen Boxplots findet sich in [Anhang B: Grafiken](#).

Letzter Punkt der deskriptiven Analyse ist es, die drei Variablen Dauer, Waffenimporte und Rebellenstärke zusammen zu betrachten. Abbildung 10 bildet dazu die Mediane der

Waffenimporte und die Dauer pro Spell als Scatterplot ab, wobei mittels Farbe zwischen schwachen und mindestens gleichstarken Rebellen unterschieden wird.

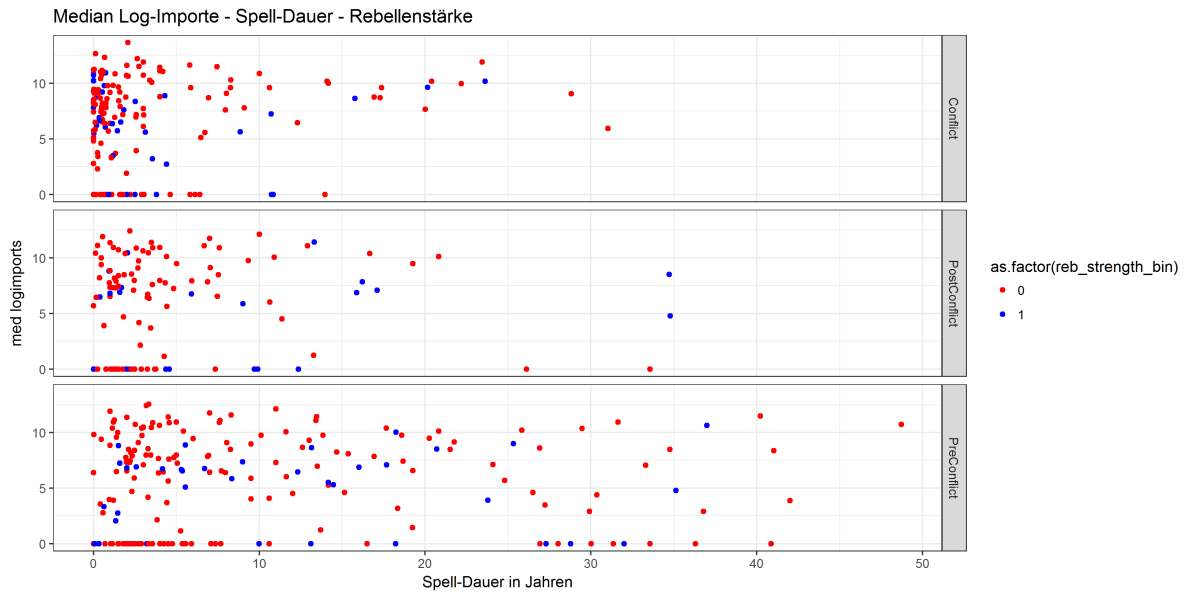


Abbildung 10: Median Waffenimporte, Dauer und Rebellenstärke

Auf den ersten Blick ist aus [Abbildung 10](#) ersichtlich, dass bei mindestens gleich starken Rebellen die Waffenimporte über die Zeit nicht über den Importen bei schwächeren Rebellen liegen – eher umgedreht. Zweitens ist zunächst keine Struktur erkennbar, ob die Mediane mit der Zeit steigen oder sinken. Einen hilfreichen Ansatzpunkt liefert das ggplot2-Paket von [Wickham \(2009\)](#). Mit diesem lässt sich mittels lokaler polynomialer Regression ein Smoothing-Parameter im Scatter-Plot einzeichnen. Durch die Anwendung dieser Methode ergibt sich [Abbildung 11](#).

Zu sehen ist, dass bei schwachen Rebellen nur eine geringe Fluktuation über die Zeit herrscht. Die sinkende Kurve für Post-Conflict-Spells wird durch zwei Beobachtungen verursacht. Bei mindestens gleich starken Rebellen ist eine etwas stärkere Fluktuation auszumachen. In Konflikt- und Post-Konflikt-Phasen steigen die Importe mit längeren Dauern an. In Pre-Konflikt-Phasen gibt es hingegen kaum eine Veränderung über die Zeit.

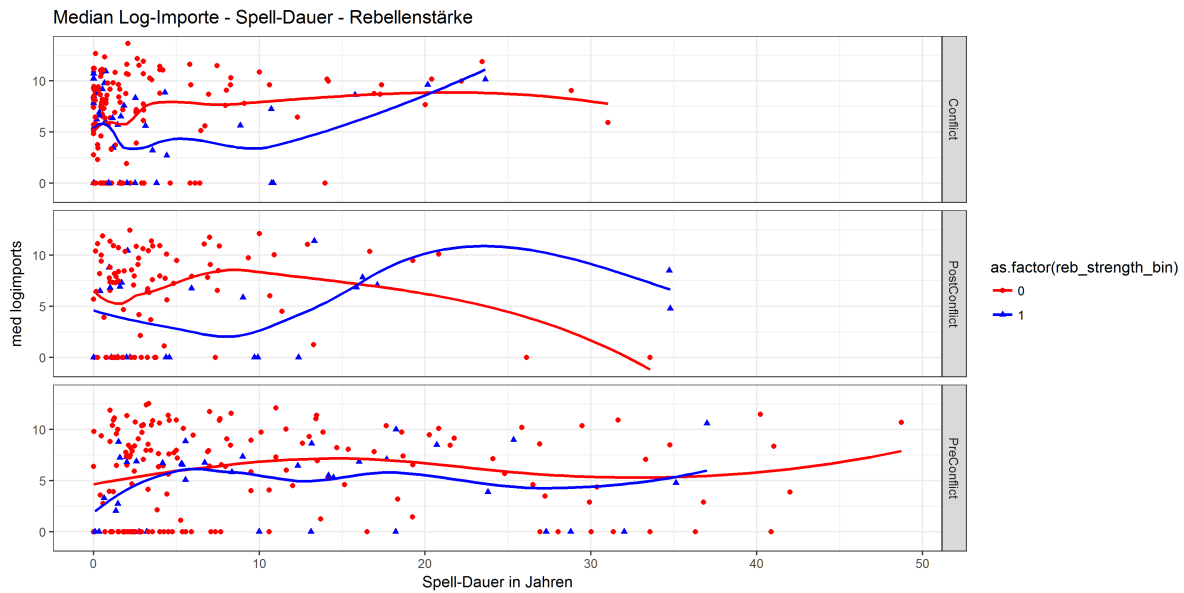


Abbildung 11: Median Waffenimporte, Dauer und Rebellenstärke

Zusammenfassend hat die deskriptive Analyse folgende Erkenntnisse zum Vorschein gebracht: Erstens haben Conflict-Spells im Median die kürzeste Dauer. Zweitens wird in Summe das meiste Geld in rechtszensierten Pre-Conflict-Spells ausgegeben. Betrachtet man allerdings die Mediane der Waffenimporte pro Spell, unterscheiden sich Kriegezeit, Nachkriegszeit und nicht-rechtszensierte Pre-Conflict-Spells kaum – nur in nicht-rechtszensierten Vorkriegsphasen sind die Importe im Median pro Spell geringer. Drittens verteilen sich die Importe pro Spell sehr konstant über die einzelnen Jahre eines Spells. Abweichungen zu Beginn oder dem Ende einer Phase sind kaum zu sehen. Viertens sind stärkere Rebellen mit kürzeren Konflikten und längeren Vor- und Nachkriegsphasen assoziiert. Konflikte mit gleichstarken Rebellen weisen die höchste Median-Konfliktdauer auf. Fünftens, sind die Mediane der Waffenimporte pro Spell Phasen-übergreifend bei sehr schwachen und sehr starken Rebellen am größten. Zuletzt hat sich gezeigt, dass sich bei höchstens schwachen Rebellen die Import-Mediane tendenziell unabhängig von der Dauer des Spells verteilen. Bei mindestens gleich starken Rebellen gibt es Anzeichen, dass bei längeren Konflikten die Median-Importe pro Spell höher sind.

Im nächsten Schritt wird nun die Auswirkung der Waffenimporte und Rebellenstärke auf die Dauer der einzelnen Phasen und Interdependenzen modelliert.

6.3 Das Split-Population Duration-Duration-Duration Modell

Dazu wird nun das statistische SPDDD-Modell von [Chiba et al. \(2015\)](#) noch einmal kurz motiviert und anschließend Schritt für Schritt eingeführt. Daraufhin werden die verwendeten Operationalisierungen der Hypothesen und Kovariablen vorgestellt, die Ergebnisse präsentiert und diskutiert.

Motivation

Wieso reicht es nicht einfach aus, die Dauer der einzelnen Phasen separat zu betrachten? Wieso ist eine aufwändige statistische Modellierung besser? [Chiba et al. \(2015\)](#) begründen dies mit dem Daten generierenden Prozess. So sei es möglich, dass sich die Dauern der einzelnen Phasen gegenseitig beeinflussen und Kovariablen je nach Phase einen unterschiedlichen Einfluss ausüben. Des Weiteren scheint es Staaten zu geben, die immun gegenüber Konflikten sind ([Chiba et al., 2015](#), 516). Mit ihrem SPDDD-Modell gelingt es den Autoren die Interdependenzen zwischen den Dauern der einzelnen Phasen und die Immunität einzelner Länder gleichzeitig zu modellieren. Ihr Fazit: „We demonstrate that a substantial increase in prediction performance of conflict and post-conflict duration can be achieved by taking into account all aspects of the theoretically implied data-generating process“ ([Chiba et al., 2015](#), 516). Sie stellen dafür schrittweise eine Likelihood-Funktion auf, die all diese Punkte berücksichtigt und mit der sich die Parameter des Survival-Modells schätzen lassen. Wie sieht diese Funktion aus?

Zum besseren Verständnis ist es hilfreich zunächst die Begriffe der bedingten Wahrscheinlichkeit und der Likelihood zu wiederholen. Die dazu verwendeten Definitionen stammen aus [Toutenburg and Heumann \(2008\)](#).

Bedingte Wahrscheinlichkeit

Gegeben seien zwei Ergebnisse A und B . Die bedingte Wahrscheinlichkeit von A , unter der Bedingung, dass B eingetreten ist, lässt sich formulieren als:

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

Likelihood-Funktion

Die Likelihood-Funktion ist das Grundgerüst der Maximum-Likelihood-Schätzung. Mit dieser Methode lassen sich wiederum die Parameter eines Regressionsmodells schätzen – hier sind es die Parameter des SPDDD-Modells (Toutenburg and Heumann, 2008, vgl. 113). Für den einparametrischen Fall sei (X_1, \dots, X_n) eine i.i.d.-Stichprobe der Zufallsvariable X mit entsprechender Wahrscheinlichkeitsfunktion $f(x; \theta)$. „Die gemeinsame Dichte bzw. gemeinsame Wahrscheinlichkeitsfunktion der Realisation x einer i.i.d. Stichprobe ist – wegen der Unabhängigkeit der X_i – das Produkt

$$f(x; \theta) = f(x_1, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

der einzelnen Likelihood-Beiträge“ (Toutenburg and Heumann, 2008, 113). Für eine beobachteten Stichprobenvektor kann nun $f(x; \theta)$ auch als Funktion von θ betrachtet werden. „Sie wird dann als Likelihood bzw Likelihoodfunktion bezeichnet“ (Toutenburg and Heumann, 2008, 113). Dann gilt:

$$L(\theta) = L(\theta; x) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

Mit Hilfe der bedingten Wahrscheinlichkeiten stellen Chiba et al. (2015) nun eine Likelihood-Funktion auf, die ihre Annahmen bezüglich des Daten-generierenden Prozesses berücksichtigt. Dazu definieren sie im ersten Schritt ein einfaches Survival-Modell in Form von bedingten Wahrscheinlichkeiten und der zugehörigen Likelihood. Darauf aufbauend erstellen sie eine Likelihood, die die Interdependenzen der Dauer der einzelnen Phasen berücksichtigt. Abschließend ergänzen sie diese Likelihood um den Split-Population-Parameter, der die mögliche Immunität von Ländern berücksichtigt (Chiba et al., 2015, 522–528) Im Folgenden werden diese Schritte nachvollzogen und jeweils die aufgestellten Likelihood-Funktionen präsentiert.

Definitionen

Wie bereits diskutiert, unterteilen Chiba et al. (2015) die Spells in einzelne Jahre. Ein Spell s besteht demnach aus $j = 1, \dots, J_s$ Perioden. Jede Periode entspricht einem Beobachtungsjahr. Sie definieren $t_{s,j}$ als die beobachtete kumulative Dauer zum Zeitpunkt j und $t_{s,J}$ als gesamte Dauer des Spells. Des Weiteren wird T_s als zufällige, unbekannte Dauer eines Spells s definiert.

Einfaches Duration Modell (Chiba et al., 2015, vgl. 522–524)

Damit lässt sich die Likelihood-Funktion eines einfachen Survival-Modells über bedingte Wahrscheinlichkeiten formulieren. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Spell eine Periode j überlebt ($P(T_s^P > t_{s,j}^P)$), besteht demnach aus der bedingten Wahrscheinlichkeit, dass Periode j überlebt wird, gegeben der Wahrscheinlichkeit der Spell s hat die Periode $j-1$ überlebt. Dies entspricht einer rechtszensierten Beobachtungen, da das Ereignis *Krieg* im Beobachtungszeitraum nicht eintritt. Der Likelihoodbeitrag im Falle eines rechtszensierten Pre-Conflict-Peace-Spells lässt sich deshalb schreiben als:

$$P(T_s^P > t_{s,j}^P | T_s^P > t_{s,j-1}^P) = \frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)} = \frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)}$$

Aus der bedingten Wahrscheinlichkeit, dass ein Spell einen Zeitpunkt T_s nicht überlebt, ergibt sich analog der Likelihoodbeitrag eines Pre-Conflict-Peace-Spells, in welchem tatsächlich ein Konflikt ausbricht:

$$P(T_s^P = t_{s,j}^P | T_s^P > t_{s,j-1}^P) = \frac{P(T_s^P = t_{s,j}^P \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)} = \frac{P(T_s^P = t_{s,j}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)}$$

Aus dem Produkt der einzelnen Likelihoodbeiträge lässt sich nun die Likelihoodfunktion für die Pre-Conflict-Duration bestimmen, wobei r_j eine Indikator-Funktion bezüglich der Rechtszensierung ist:

$$L^P \propto \prod \left[\frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)} \right]^{(r=1)} \left[\frac{P(T_s^P = t_{s,j}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)} \right]^{(r=0)}$$

Analog lässt sich die Likelihoodfunktion für Konfliktdauern bestimmen:

$$L^C \propto \prod \left[\frac{P(T_s^C > t_{s,j}^C)}{P(T_s^C > t_{s,j-1}^C)} \right]^{(r=1)} \left[\frac{P(T_s^C = t_{s,j}^C)}{P(T_s^C > t_{s,j-1}^C)} \right]^{(r=0)}$$

Neben der Likelihoodfunktion ist die Verteilungsannahme der Spell-Dauern zu klären. Chiba et al. (2015) nehmen an, dass die Dauer Weibull-verteilt ist. Diese Annahme wird deshalb in dieser Arbeit übernommen. Wie bereits in Kapitel 2 diskutiert, erlaubt der Shape-Parameter λ eine flexiblere Modellierung als die Exponentialverteilung. Ist der

Shape-Parameter kleiner (größer) als 1 nimmt die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten eines Events mit der Zeit ab (zu). Bei $\lambda = 1$ bleibt die Wahrscheinlichkeit über die Zeit konstant.

Allerdings berücksichtigen diese einfachen Modelle noch nicht, welche Zusammenhänge zwischen den Dauern der einzelnen Phasen bestehen. „If we believe that peace and conflict spells are interdependent, a separate estimation ... is inefficient as each model discards information utilized in the other model“ (Chiba et al., 2015, 523).

Duration-Duration Modell (Chiba et al., 2015, vgl. 524–526)

Deshalb formulieren sie die Dauer der Kriegsphase (Nachkriegsphase) zum Zeitpunkt j als eine Funktion bezüglich des Überlebens bis zum Zeitpunkt $j - 1$ und der Dauer der vorherigen Phase. „In this sense, the model is a seemingly unrelated duration model“ (Chiba et al., 2015, 524).

Sei nun $T_s^{C'}$ eine zufällige Variable für die Dauer eines Conflict-Spells, der vor einem Post-Conflict-Spell liegt und $t_s^{C'}$ dessen beobachtete Realisation. Der Likelihoodbeitrag einer Post-Conflict-Friedensperiode, die den Zeitpunkt j überlebt, besteht deshalb aus der Wahrscheinlichkeit der Friede überlebt j gegeben er hat $j - 1$ überlebt und die Dauer der Vorkriegszeit beträgt $t_s^{C'}$:

$$\begin{aligned} P \left[T_s^P > t_{s,j}^P | T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'} \right] &= \frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})} \\ &= \frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})} \end{aligned}$$

Falls jedoch erneut ein Konflikt zum Zeitpunkt j ausbricht, ergibt sich analog:

$$P \left[T_s^P = t_{s,j}^P | T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'} \right] = \frac{P(T_s^P = t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})}$$

Mit $T_s^{P'}$ und $t_s^{P'}$ bezüglich der Vorkriegsdauer bei Konflikten ergibt sich aus den einzelnen Likelihoodbeiträgen die gesamte Likelihoodfunktion:

$$L \propto \prod \left[\frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)} \right]^{(r=1)} \left[\frac{P(T_s^P = t_{s,j}^P)}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P)} \right]^{(r=0)} \\
\left[\frac{P(T_s^C > t_{s,j}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})}{P(T_s^C > t_{s,j-1}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})} \right]^{(r_j=1)} \left[\frac{P(T_s^C = t_{s,j}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})}{P(T_s^C > t_{s,j-1}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})} \right]^{(r_j=0)} \\
\left[\frac{P(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})} \right]^{(r_j=1)} \left[\frac{P(T_s^P = t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})}{P(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'})} \right]^{(r_j=0)}$$

Die erste Zeile entspricht dabei den Likelihoodbeiträgen der Pre-Conflict-Spells, die zweite den Beiträgen der Conflict-Spells und die dritte denen der Post-Conflict-Spells “ (Chiba et al., 2015, vgl. 524).

Allerdings ergibt sich nun ein Problem: Die Dauern der Vorkriegs-, Kriegs- und Nachkriegszeit haben jeweils eine eigene Verteilung. In Zeile 2 und 3 der Likelihood wird jedoch die gemeinsame Verteilung zur Modellierung benötigt – beispielsweise die gemeinsame Verteilung der Kriegszeit und der Vorkriegszeit (Zeile 2, $P(T_{s,j}^C > t_{s,j}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})$).

Wie bereits in Kapitel 4 diskutiert, lösen Chiba et al. (2015) dieses Problem mit Hilfe einer Copula-Funktion. Kurz wiederholt: „A copula is a function that binds together two or more univariate marginal distributions of known form to produce a new joint distribution“ (Chiba et al., 2015, 525). Politikwissenschaftliche Arbeiten hierzu stammen von Fukumoto (2015); Flores (2009); Boehmke et al. (2006); Hays and Kachi (2009); Reed (2000); Chiba et al. (2015). Wichtig ist, dass diese gemeinsame Verteilung einen Assoziations-Parameter θ enthält, der den Grad der Interdependenz zwischen den beiden Verteilungen angibt. Mit diesem lässt sich schätzen, in wie weit beispielsweise die Vorkriegsdauer die Kriegsdauer beeinflusst. Zu beachten ist, dass der Wertebereich des Parameters je nach Wahl der Copula-Funktion variieren kann.¹³ Zudem lassen sich nun aus der gemeinsamen Verteilung die bedingten Dichten und Randverteilungen ableiten und so die gemeinsamen Wahrscheinlichkeiten bestimmen.

Chiba et al. (2015) entscheiden sich für eine Gaus-Copula – „one of the most flexible

¹³Die Mathematische Ausformulierung findet sich bei von Chiba et al. (2015)

copula functions that can accomodate both positive and negative dependency“ (Chiba et al., 2015, 526). Der Assoziationsparameter θ kann dabei Werte zwischen $-1 < \theta < 1$ annehmen. Ist der Parameter 0, sind die Verteilungen unabhängig.

Split-Population Model (Chiba et al., 2015, 526–528)

Chiba et al. (2015) sind somit in der Lage mögliche Interdependenzen zwischen den Dauern der einzelnen Phasen zu modellieren. Was noch fehlt ist die Differenzierung bezüglich Konflikt-immunen Staaten. Hierfür ergänzen sie die obige Likelihood um einen sogenannten Split-Population-Schätzer.

Diese Modellierungsmedthode stammt ursprünglich aus der Medizin. Eine knappe und gut verständlich Einführung in diese Technik liefert die Dokumentation zum R-Paket *spduration* (Beger et al., 2016)¹⁴. Als Beispiel dient dort die Wahrscheinlichkeit an einer Grippe zu erkranken:

Unter der Annahme, dass jede Person das gleiche Risiko aufweist an einer Grippe zu erkranken und Variablen zum individuellen Verhalten – zum Beispiel Körperhygiene und Arbeitsplatz – dieses Risiko bestimmen, lassen sich auch mit einem normalen Survival-Modell robuste Schätzer bestimmen. In der Realität kann es jedoch sein, dass das Grundrisiko an einer Grippe zu erkranken nicht für alle Personen gleich ist. Beispielsweise sind Personen, die gegen die Grippe geimpft worden sind oder den Virus bereits überstanden haben, immun bezüglich einer zukünftigen Grippeerkrankung. „In this instance we have two underlying populations: an at risk population and an immune one. If the immune population is relatively large, estimates using a standard duration model will be biased and predictions inaccurate“ (Beger et al., 2016). Sogenannte Split-Population-Modelle, oft auch als Cure-Modelle bezeichnet, berücksichtigen deshalb diesen Daten-generierenden Prozess.

Chiba et al. (2015) übertragen diesen Ansatz auf das Risiko eines Landes an einem innerstaatlichen Konflikt zu erkranken. Die Idee dahinter: Sind alle Akteure in einem Staat mit dem Status Quo zufrieden, ist das Risiko für einen Konflikt gleich Null. „SP technique allows us to capture this dynamic by estimating the likelihood of immunity and the conditional risk of conflict given non-immunity“ (Chiba et al., 2015, 527).

¹⁴Link zur Einführung: <https://cran.r-project.org/web/packages/spduration/vignettes/introduction.html>, zuletzt geprüft aufgerufen am 1.7.2017

Dafür führen sie einen binären Indikator $c_{s,j}$ ein. Dieser nimmt den Wert 1 (0) an, wenn ein Land *immun* (*nicht-immun*) gegen innerstaatliche Konflikte ist. Da jedoch nicht bekannt ist, ob bei den rechtszensierten Friedensbeobachtungen in Zukunft ein Konflikt ausbricht oder nicht, ist $c_{s,j}$ eine nicht-beobachtbare Variable. „Then, the likelihood contribution from an observation that experiences peace survival at period j is a combination of the likelihood that an observation is immune from conflict and the likelihood that an observation is not immune but has not experienced conflict during that period.“ (Chiba et al., 2015, 527). Die Immunität wird also nicht direkt gemessen, sondern als Wahrscheinlichkeit geschätzt. Hierzu verwenden die Autoren eine Log-Link-Funktion, der sie entsprechende Kovariablen übergeben:

$$P(c_{s,j} = 1) = \frac{1}{1 + \exp(-X_{s,j}\beta)}$$

Übertragen auf den Likelihoodbeitrag eines Post-Conflict-Spell ergibt sich:

$$\begin{aligned} P \left[\left\{ c_{s,j} = 1 \cup (c_{s,j} = 0 \cap T_s^P > t_{s,j}^P) \right\} \mid \left\{ c_{s,j} = 1 \cup (c_{s,j} = 0 \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \right\} \right] \\ = \frac{P \left[c_{s,j} = 1 \cup (c_{s,j} = 0 \cap T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \right]}{P \left[c_{s,j} = 1 \cup (c_{s,j} = 0 \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \right]} \\ = \frac{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P \left[(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \mid c_{s,j} = 0 \right]}{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P \left[(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \mid c_{s,j} = 0 \right]} \end{aligned}$$

Wobei $[(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \mid c_{s,j} = 0]$ der gemeinsamen Wahrscheinlichkeit von Post-Peace-Survival und Konflikt-Dauer bedingt auf Nicht-Immunität entspricht. Bricht in einem Land ein Konflikt aus, ist dieses automatisch nicht immun, sprich $c_{s,j} = 0$. Daraus folgt der Likelihoodbeitrag:

$$\begin{aligned} P \left[c_{s,j} = 0 \cap T_s^P = t_{s,j}^P \mid \left\{ c_{s,j} = 1 \cup (c_{s,j} = 0 \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \right\} \right] \\ = \frac{P \left[c_{s,j} = 0 \cap P(T_s^P = t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \right]}{P \left[c_{s,j} = 1 \cup (c_{s,j} = 0 \cap T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \right]} \\ = \frac{P(c_{s,j} = 0)P \left[(T_s^P = t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \mid c_{s,j} = 0 \right]}{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P \left[(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) \mid c_{s,j} = 0 \right]} \end{aligned}$$

Alle drei Phasen zusammenfassend ergibt sich folgende Likelihoodfunktion (Chiba et al., 2015, 528):

$$\begin{aligned}
L \propto & \prod \left[\frac{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P(T_s^P > t_{s,j}^P | c_{s,j} = 0)}{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P(T_s^P > t_{s,j-1}^P | c_{s,j} = 0)} \right]^{r_j=1} \\
& \left[\frac{P(c_{s,j} = 0)P(T_s^P = t_{s,j}^P | c_{s,j} = 0)}{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P(T_s^P > t_{s,j-1}^P | c_{s,j} = 0)} \right]^{r_j=0} \\
& \left[\frac{P(T_s^C > t_{s,j}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})}{P(T_s^C > t_{s,j-1}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})} \right]^{(r_j=1)} \left[\frac{P(T_s^C = t_{s,j}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})}{P(T_s^C > t_{s,j-1}^C \cap T_s^{P'} = t_s^{P'})} \right]^{(r_j=0)} \\
& \left[\frac{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P[(T_s^P > t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) | c_{s,j} = 0]}{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P[(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) | c_{s,j} = 0]} \right]^{r_j=1} \\
& \left[\frac{P(c_{s,j} = 0)P[(T_s^P = t_{s,j}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) | c_{s,j} = 0]}{P(c_{s,j} = 1) + P(c_{s,j} = 0)P[(T_s^P > t_{s,j-1}^P \cap T_s^{C'} = t_s^{C'}) | c_{s,j} = 0]} \right]^{r_j=0}
\end{aligned}$$

Wobei Zeile 1 und 2 die Likelihoodbeiträge der Vorkriegsdauer bedingt auf Immunität darstellen, Zeile 3 die Likelihoodbeiträge der Kriegsdauer bedingt auf die Vorkriegsdauer und Zeile 4/5 die Likelihoodbeiträge der Nachkriegsdauer bedingt auf die Vorkriegsdauer und bedingt auf Immunität. Insgesamt ergeben sich somit vier Gleichungen, die gleichzeitig geschätzt werden. Jeweils eine für die Vor- und Nachkriegsdauer, die Kriegsdauer und die Immunität.

Die Funktion bildet somit mittels bedingter Wahrscheinlichkeiten die Annahmen der Autoren ab und ist dient als Grundlage für die Schätzung der Modellparameter. Die im R-Paket enthaltene Funktion erstellt genau diese Likelihood-Funktion und berechnet mittels der Maximum-Likelihood-Methode die Parameter-Schätzer. Wie bereits in Kapitel 4 diskutiert, zeigen die Autoren mittels Monte-Carlo-Simulationen, dass dieses Modell den einfachen Survival-Methoden überlegen ist. Bei letzteren kann es durch Missachtung des Daten-generierenden Prozesses zu verzerrten Schätzern kommen.

6.4 Operationalisierung, Modelle und Diskussion der Ergebnisse

Auf Grund der oben genannten Vorteile wird das SPDDD-Modell auch in dieser Arbeit verwendet, um den Einfluss von Waffenimporten auf die Dynamiken in innerstaatlichen Konflikten zu modellieren. Dieses Kapitel präsentiert zunächst die Operationalisierung der Forschungshypothesen und die zusätzlich verwendeten Kontrollvariablen. Aus den Operationalisierungen ergeben sich entsprechend die unterschiedlichen Modelle. Diese werden in [Unterabschnitt 6.4.2](#) diskutiert. Ein Vorteil der SPDDD-Pakets ist, dass der Algorithmus automatisch Schätzer für einfache Survival-Modelle mitberechnet. Deshalb können die Ergebnisse zwischen den Modellen verglichen und auch zur Beurteilung der Modellgüte und Robustheit herangezogen werden.

6.4.1 Operationalisierung der Hypothesen und Kontrollvariablen

Operationalisierung der Forschungshypothesen

Die Hypothesen 1–3 gehen davon aus, dass der Effekt der Waffenimporte auf die Vorkriegszeit von der Stärke der Rebellen zum Zeitpunkt des Konfliktausbruchs abhängt. Abstrakt gesehen, bedeutet das, dass der Effekt von einer Kovariable (Waffenimporte) von den Werten einer anderen Kovariable abhängt (Rebellenstärke). Eine gängige Methode um solche Annahmen zu modellieren, sind Interaktionseffekte ([Fahrmeir et al., 2007](#), vgl. 83–90). In einem ersten Ansatz nimmt Modell 6 deshalb neben den log-Importen zum Zeitpunkt t , die Stärke der Rebellen zum Konfliktausbruch in die Gleichung auf. Sprich für höchstens schwache, gleichstarke und stärkere Rebellen werden jeweils Dummyvariablen verwendet. Die Referenzkategorie besteht aus Fällen, in denen die Rebellenstärke 0 ist. Über das Produkt mit den log-Importen werden die jeweiligen Interaktionsterme gebildet. In Modell 8 werden zusätzlich gleichstarke und stärkere Rebellen in eine Gruppe zusammengefasst. Referenzkategorie bleibt jedoch gleich. In Modell 9 wird die Rebellenstärke binär unterteilt in höchstens schwach und mindestens gleichstark.

Die Ergebnisse vorweggenommen, ist dieses Vorgehen nicht sinnvoll. Der Grund: Eine Rebellenstärke von 0 liegt nur bei Spells vor, in denen kein Konflikt ausgebrochen ist. Diese Spells haben mit 52 Jahren jedoch automatisch die längste Dauer. Alle anderen Spells haben eine deutlich kürzere Überlebenszeit. Die Koeffizienten der Dummy-Variablen und der Interaktionseffekte in Modell 6, 7 und 8 sind dementsprechend alle stark negativ.

Auch aus den Standardfehlern der Interaktionseffekte in Modell 7 und 8 wird die Fehlspezifikation der Modelle deutlich. Die binäre Version in Modell 9 liefert auf den ersten Blick bessere Ergebnisse bezüglich der Vorkriegsdauer. Allerdings sind die Schätzer im Immunity-Modell unbrauchbar. Die Konstante liegt beispielsweise bei -44997.05 und hat einen Standardfehler von 17543.62. Auf Grund der speziellen Datensituation wird deshalb eine zweite Operationalisierungsmethode herangezogen.¹⁵

Statt Variablen für die Rebellenstärke in jedes Modell einzusetzen, werden in [Tabelle 3](#) die Datensätze bezüglich der Rebellenstärke unterteilt. In Modell 10 sind nur Spells enthalten, in denen die Rebellen zu Konfliktbeginn schwächer waren als die Regierung oder Spells, die rechtszensiert sind. Dementsprechend gibt es ein Modell für Parität (Modell 11) und stärkere Rebellen (Modell 13). Allerdings ist bei letzterem die Fallzahl sehr gering. Deshalb sind im Modell 12 die Spells von gleichstarken und stärkeren Rebellen zusammengefasst. Der Effekt der Waffenimporte lässt sich nun über die Datensätze hinweg vergleichen. Allerdings gilt der Effekt nur innerhalb der Subgruppen.

Die Hypothesen IV-VII werden in [Tabelle 2](#) überprüft. Um auf einen möglichen nichtlinearen Einfluss der Importe auf den Immunitätsstatus eines Landes zu testen, werden in Modell 4 und 5 die log-Importe als quadratisches Polynom in die Immunitäts-Gleichung aufgenommen. In Modell 4 enthält zudem auch die Vorkriegsgleichung ein quadratisches Polynom. Die Hypothesen H5 und H6 lassen sich jeweils in einem separaten Modell mittels der log-Importe und der Abweichung vom Mittelwert überprüfen. Daraus ergeben sich insgesamt 5-Modelle.

Kontrollvariablen

Bei der Wahl der Kontrollvariablen folgt die Masterarbeit der Auswahl von [Chiba et al. \(2015\)](#). Dafür sprechen zwei Gründe. Zum einen lassen sich die Ergebnisse der Arbeit mit den Ergebnissen der Autoren vergleichen. Zum anderen testen [Chiba et al. \(2015\)](#) mit ihrem Modell nicht direkt Hypothesen bezüglich bestimmter Kontrollvariablen. Ihr Interesse liegt vielmehr auf dem Effekt der Interdependenzen und Immunität. „Thus the main concern is a well-specified model that captures important factors contributed to pre-conflict, conflict and post-conflict-duration“ ([Chiba et al., 2015, 533](#)). In Hinblick auf die Literaturübersicht in [Kapitel 3](#) ist ihnen das gelungen. Die Folge: Ein „well-specified

¹⁵Als erste Alternative wurden schwache Rebellen als Referenzkategorie zu keinen, gleichstarken und stärkeren Rebellen herangezogen. Allerdings zeigen die Ergebnisse auch hier, dass das Modell so nicht sinnvoll spezifiziert ist.

modell“ wird durch die Variablen zu Waffenimporten und Rebellenstärke ergänzt.

Kontrollvariablen Immunität

Um die Zufriedenheit der Akteure mit dem Status Quo abzubilden, nehmen die Autoren folgende Kovariablen in das Modell auf ([Chiba et al., 2015](#), vgl. 533): Den wirtschaftlichen Status eines Landes operationalisieren sie mit dem Pro-Kopf GDP in logarithmierter Form. Die Annahme ist dabei: In wirtschaftlicher weiter entwickelten Ländern sind die Akteure mit dem Status Quo eher zufrieden. Die Autoren kontrollieren dabei zusätzlich auf die Bevölkerungsgröße. Für die politische Zufriedenheit erstellen sie nach der Methode von [Vreeland \(2008\)](#) und anhand der Polity-IV-Daten von [Marshall et al. \(2015\)](#) einen X-Polity-Index. Dieser geht als quadratisches Polynom in das Modell ein, um einen möglichen kurvilinearen Effekt auf das Konfliktrisiko zu modellieren. Ein weiterer Faktor, mit dem die Autoren die Unzufriedenheit mit dem Status Quo operationalisieren, ist der Ausschluss von ethnischen Gruppen. Die Variable nimmt den Wert 1 an, falls mindestens eine ethnische Gruppe von der Macht ausgeschlossen ist. Die Informationen dazu stammen von [Cedermann et al. \(2010\)](#).

Kontrollvariablen Vorkriegsphase

In das Modell der Vorkriegsphase setzen sie sechs Variablen ein. Sie kontrollieren erneut auf die Bevölkerungsgröße, das GDP-pro Kopf, den X-Polity-Score im Quadrat und den Ausschluss von ethnischen Gruppen. Zusätzlich nehmen sie zwei Dummy-Variablen auf. Diese messen, ob in einem Land Erdöl oder Diamanten vorkommen. „The main explanatory variables that we introduce in the immunity and pre-conflict duration equation are similar to the main explanatory variables in civil conflict onset studies“ ([Chiba et al., 2015](#), 534).

Kontrollvariablen Kriegsphase

[Chiba et al. \(2015\)](#) nehmen drei weitere Variablen in die Kriegsphasen-Gleichung auf. Anhand der UCDP-Daten kontrollieren sie zum einen, ob die Regierung gegen mehr als eine Rebellengruppe kämpfen muss. Theoretischen Hintergrund liefert dazu [Cunningham \(2006\)](#). Zum anderen wird berücksichtigt, ob es in dem Konflikt um ein Territorium des jeweiligen Landes geht. Die Theorie hierzu stammt von [Buhaug et al. \(2009\)](#). Drittens wird die Intensität des Konfliktes berücksichtigt. Wird die UCDP-Bürgerkriegsdefinition an Toten in einem Konfliktjahr überschritten, nimmt die Variable den Wert 1 an.

Kontrollvariablen Nachkriegsphase

Bei der Dauer der Nachkriegszeit fokussieren sich die Autoren auf den Ausgang der Konflikte. Vor dem Hintergrund von [Quinn et al. \(2007\)](#) und [Toft \(2010\)](#) unterteilen sie diesen in Siege der Rebellen, der Regierung und Friedensabkommen. Sie setzten jeweils entsprechende Dummy-Variablen in das Modell ein. Konflikte ohne klarem Ende fungieren damit als Referenzkategorie. Zusätzlich kontrollieren [Chiba et al. \(2015\)](#) auf die Bevölkerungsgröße, das Pro-Kopf-GDP, Conflict-over-Territory, den X-Polity-Score, Diamanten und Ölvorkommen, sowie exkludierte Ethnien.

Welche Erkenntnisse liefern nun die entsprechenden Modelle?

6.4.2 Ergebnisse und Diskussion der Modelle

Die Interpretation der Ergebnisse besteht aus drei Teilen. Erstens dem Effekt der interessierenden Variable (Waffenimporte). Zweitens den Effekten der Kontrollvariablen und drittens den Schätzern für die Interdependenz der Phasen. Da es zu umfangreich ist, jedes Modell im Detail zu besprechen, werden die wichtigsten Erkenntnisse pro Tabelle zusammengefasst.

Die ersten drei Abschnitte der Tabelle enthalten die Koeffizient und Standardfehler der Variablen zu den jeweiligen Phasen. Die Koeffizienten sind in sogenannter „accelerated failure time“-Form angeben. Das bedeutet, positive Koeffizienten sind mit längeren Dauern assoziiert. Zum Beispiel haben positive Koeffizienten im Konflikt-Abschnitt einen Konflikt-verlängernden Effekt. Die Koeffizienten von $\log(\alpha)$ beschreiben die zeitliche Abhängigkeit der Weibull-Modelle. Sie entsprechen damit dem Shape-Parameter. Der letzte Abschnitt enthält jeweils Schätzer für die Immunität eines Landes. Variables with positive estimates are associated with higher likelihood that the country is immune from conflict“ ([Chiba et al., 2015](#), 536). Am Ende der Tabelle findet sich der Assoziationsparameter $\tan^{-1}(\theta)$, die Log-Likelihood und das AIC.

Die Assoziationsparameter sind über alle Modelle hinweg negativ. Die Hinzunahme der Waffenimporte und der Rebellenstärke bestätigt somit die Ergebnisse von [Chiba et al. \(2015\)](#). Auf kurze (lange) Phasen folgen dementsprechend tendenziell lange (kurze) Phasen. In den Modellen 1-4 und bei gleichstarken Rebellen ist der Parameter zudem auf dem 10 und dem 5 Prozent-Niveau signifikant. Bei [Chiba et al. \(2015\)](#) unterschied sich

der Parameter nicht signifikant von 0. Auch der Shape-Parameter ist in allen Modellen negativ. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Event eintritt, nimmt also mit der Zeit tendenziell ab. Je länger beispielsweise ein Krieg dauert, desto unwahrscheinlicher wird seine baldige Beendigung.

Welcher Effekt ist nun für die Waffenimporte auszumachen?

Vorkriegszeit

Der Import von Waffen an die Regierung scheint keinen Effekt auf die Dauer der Vorkriegszeit zu haben. Sowohl die logarithmierte Version in Modell 1, als auch die Abweichungen vom Mittelwert in Modell 2 und 3 weisen keine signifikanten Ergebnisse auf. Zudem unterscheiden sich die Vorzeichen. Die logarithmierte Version ist positiv (0.01), die Abweichungen sind negativ (-0.05, -0.05). Die Werte der Kovariablen entsprechen den Erwartungen der Literaturübersicht. Ein höheres GDP-per-Capita ist mit längeren Pre-Conflict-Peace-Dauern verknüpft. Der Effekt ist auf dem fünfprozent Niveau signifikant. Auch die Koeffizienten des quadratischen Polity-Scores bestätigen die angenommenen nicht lineare Assoziation. Eine größere Bevölkerung ist zudem signifikant mit kürzeren Vorkriegsdauern verknüpft (Modelle 1–3).

Wie verändert sich dieses Ergebnis, wenn nur die Sub-Samples betrachtet werden? Im Sample der höchstens schwachen Rebellen (Modell 10) haben die Waffenimporte keinen signifikanten Effekt (Koeffizient bei 0.02). Dies bestätigt somit Hypothese 1. Sind die Rebellen jedoch mindestens gleich stark (Modelle 11, 12) haben Waffenimporte einen signifikant verlängernden Effekt auf die Vorkriegsdauer. Die Werte der Koeffizienten liegen jeweils bei 0.45 (Standardfehler bei 0.05) und sind mindestens auf dem 1-Prozentniveau signifikant. Dies deutet daraufhin, dass Hypothese 3 zutrifft. Falls Parität zwischen Rebellen und Regierung bei Konfliktausbruch besteht, führen Waffenimporte an die Regierung zu längeren Vorkriegsperioden. Der diskutierte Abschreckungseffekt könnte also in diesem Fall zutreffen. Ob ein Unterschied zwischen gleichstarken oder mindestens stärkeren Rebellen besteht, lässt sich auf Grund der geringen Fallzahl für stärkere Rebellen leider nicht bestimmen (Modell 13). Sichtbar ist nur, dass sich die Ergebnisse kaum verändern, wenn gleichstarke oder gleichstarke plus stärkere Rebellen in ein Sample aufgenommen werden (Modell 11 vs 12).

Interessant: Auch die Einfluss der Kontrollvariablen unterscheidet sich zwischen den

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Pre-Conflict-Duration					
Constant	9.57 (0.97)***	9.18 (1.06)***	9.19 (1.13)***	10.85 (1.69)***	11.29 (1.02)***
Per capita GDP (logged)	0.25 (0.10)*	0.29 (0.10)**	0.28 (0.11)*	0.18 (0.18)	0.00 (0.10)
X-Polity	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.07 (0.03)**
X-Polity ²	0.03 (0.01)**	0.03 (0.01)***	0.03 (0.01)***	0.03 (0.01)**	0.02 (0.01)**
Population (logged)	-0.39 (0.07)***	-0.39 (0.07)***	-0.38 (0.08)***	-0.46 (0.08)***	-0.32 (0.08)***
Diamonds	-0.14 (0.28)	-0.06 (0.27)	-0.06 (0.26)	-0.18 (0.33)	-0.33 (0.24)
Oil	-0.22 (0.22)	-0.18 (0.23)	-0.17 (0.25)	-0.18 (0.23)	-0.30 (0.22)
There exists 1+ exclud groups	0.39 (0.27)	0.43 (0.27)	0.47 (0.28) ^o	0.43 (0.30)	-0.40 (0.26)
logimport	0.01 (0.02)			-0.18 (0.08)*	-0.09 (0.08)
logimport ²				0.02 (0.01)*	
logimport_deltabackw5		-0.05 (0.04)			
logimport_deltabackw10			-0.05 (0.04)		
log(α) (duration dependence)	-0.18 (0.06)**	-0.18 (0.06)**	-0.19 (0.06)**	-0.19 (0.06)**	-0.16 (0.06)**
Conflict-Duration					
Constant	6.97 (1.89)***	4.77 (1.85)*	4.84 (1.85)**	6.94 (1.90)***	7.37 (1.90)***
Per capita GDP (logged)	-0.43 (0.20)*	-0.25 (0.19)	-0.27 (0.19)	-0.42 (0.20)*	-0.43 (0.20)*
Population (logged)	0.15 (0.14)	0.29 (0.14)*	0.31 (0.14)*	0.15 (0.14)	0.10 (0.13)
Multilateral Conflict	1.07 (0.41)**	1.16 (0.42)**	1.19 (0.43)**	1.07 (0.41)**	1.10 (0.42)**
Intensity	0.92 (0.40)*	0.95 (0.41)*	0.92 (0.41)*	0.91 (0.40)*	0.91 (0.40)*
Conflict over Territory	0.44 (0.35)	0.52 (0.36)	0.51 (0.36)	0.45 (0.35)	0.47 (0.35)
X-Polity	0.08 (0.04) ^o	0.07 (0.04)	0.07 (0.04) ^o	0.08 (0.04) ^o	0.08 (0.04)*
X-Polity ²	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Diamonds	-0.21 (0.42)	-0.09 (0.42)	-0.11 (0.42)	-0.20 (0.42)	-0.22 (0.42)
Oil	-0.23 (0.35)	-0.17 (0.36)	-0.21 (0.37)	-0.24 (0.35)	-0.19 (0.35)
Cold War	0.12 (0.32)	0.41 (0.31)	0.34 (0.32)	0.13 (0.32)	0.08 (0.32)
There exists 1+ exclud groups	0.54 (0.41)	0.68 (0.42)	0.61 (0.42)	0.55 (0.41)	0.66 (0.41)
logimport	0.14 (0.04)**			0.14 (0.04)**	0.14 (0.04)**
logimport_deltabackw5		0.17 (0.06)**			
logimport_deltabackw10			0.18 (0.05)***		
log(α) (duration dependence)	-0.66 (0.06)***	-0.68 (0.06)***	-0.69 (0.06)***	-0.66 (0.06)***	-0.66 (0.06)***
Post-Conflict-Duration					
Constant	6.13 (1.57)***	6.43 (1.44)***	6.52 (1.43)***	5.91 (1.56)***	5.52 (1.61)**
Per capita GDP (logged)	0.44 (0.15)**	0.42 (0.15)**	0.41 (0.14)**	0.45 (0.15)**	0.37 (0.16)*
Rebel Victory	0.68 (0.40) ^o	0.71 (0.40) ^o	0.69 (0.39) ^o	0.72 (0.39) ^o	1.00 (0.41)*
Government Victory	0.04 (0.40)	0.03 (0.39)	0.01 (0.40)	0.04 (0.39)	-0.06 (0.40)
Peace Agreement	0.34 (0.34)	0.34 (0.34)	0.36 (0.34)	0.35 (0.34)	0.49 (0.34)
prev.Conflict over Territory	-0.62 (0.30)*	-0.59 (0.29)*	-0.62 (0.29)*	-0.57 (0.29)*	-0.61 (0.28)*
Population (logged)	-0.09 (0.11)	-0.13 (0.10)	-0.14 (0.10)	-0.08 (0.11)	0.08 (0.11)
X-Polity	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.07 (0.04) ^o
X-Polity ²	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Diamonds	-0.31 (0.34)	-0.32 (0.34)	-0.35 (0.33)	-0.30 (0.34)	-0.24 (0.34)
Oil	-0.44 (0.33)	-0.49 (0.33)	-0.44 (0.33)	-0.43 (0.33)	-0.55 (0.33) ^o
There exists 1+ exclud groups	-0.18 (0.45)	-0.14 (0.46)	-0.09 (0.48)	-0.18 (0.42)	-0.91 (0.36)*
logimport	-0.03 (0.04)			-0.04 (0.04)	0.00 (0.04)
logimport_deltabackw5		-0.06 (0.04)			
logimport_deltabackw10			-0.09 (0.04)*		
log(α) (duration dependence)	-0.20 (0.08)*	-0.19 (0.08)*	-0.19 (0.08)*	-0.20 (0.08)*	-0.20 (0.08)**
Immunity					
Constant	-13.82 (8.14) ^o	-17.09 (7.63)*	-16.41 (7.57)*	-26.35 (14.44) ^o	-12.91 (4.69)**
Per capita GDP (logged)	0.70 (0.38) ^o	0.80 (0.38)*	0.79 (0.38)*	1.05 (0.61) ^o	2.42 (0.61)***
X-Polity	-0.26 (0.14) ^o	-0.33 (0.15)*	-0.34 (0.16)*	-0.46 (0.19)*	0.36 (0.17)*
X-Polity ²	0.08 (0.04)*	0.10 (0.04)*	0.11 (0.04)*	0.12 (0.05)**	0.02 (0.03)
Population (logged)	0.52 (0.67)	0.85 (0.66)	0.77 (0.63)	1.45 (1.11)	-1.12 (0.26)***
There exists 1+ exclud groups	-5.89 (2.86)*	-6.87 (2.79)*	-7.16 (2.82)*	-9.45 (4.08)*	0.71 (0.97)
logimport	0.19 (0.11) ^o			0.91 (0.57)	-0.32 (0.11)**
logimport ²				-0.07 (0.05)	0.02 (0.01)*
logimport_deltabackw5		0.16 (0.15)			
logimport_deltabackw10			0.11 (0.13)		
$\tanh^{-1}(\theta)$ (interdependence)	-0.12 (0.07) ^o	-0.11 (0.06) ^o	-0.11 (0.06) ^o	-0.12 (0.06) ^o	-0.09 (0.06)
Log Likelihood	4423.60	4424.88	4422.42	4420.42	4417.12
AIC	8939.21	8941.76	8936.83	8936.83	8928.25

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ^o $p < 0.1$

Tabelle 2: Effekt von Waffenimporten

Modellen. Zum einen verliert der Polity-Score seine Signifikanz bei schwachen Rebellen. Zum anderen sind die negativen Koeffizienten für Ölvorkommen (-1.10) und exkludierte Ethnien (-0.94) auf dem 5-Prozentsniveau signifikant, wenn die Rebellen mindestens gleich stark sind.

Kriegszeit

Die Koeffizienten der Import-Variablen in Modell 1 bis 3 bestätigen die Hypothese 6. Höhere Waffenimporte und positive Abweichungen vom Mittelwert der letzten 5 beziehungsweise 10 Jahre haben einen Konflikt-verlängernden Effekt. Die Koeffizienten sind jeweils mindestens auf dem 1-Prozent-Niveau signifikant. Die Standardfehler schwanken zwischen 0.4 und 0.6. Dieser Effekt findet sich auch, wenn die Rebellenstärke in der Vorkriegszeit per Interaktion berücksichtigt wird (Modell 6–9).

Ein Blick auf die Sub-Samples in [Tabelle 3](#) zeigt jedoch, dass der Effekt der Waffenimporte je nach Rebellenstärke variiert. Die Koeffizienten der logarithmierten Importe sind zwar in jedem Untermodell positiv, doch nur bei schwachen Rebellen signifikant. Hier allerdings auf dem 1 Prozentniveau. Insgesamt bleibt somit festzuhalten, dass Waffenimporte an die Regierung einen Konflikt-verlängernden Effekt aufweisen. Dieser manifestiert sich vor allem bei schwächeren Rebellen. Hypothese 6 wird demnach durch die Ergebnisse bestätigt. Waffenimporte verlängern die Konfliktzeit. Allerdings scheint der Effekt entgegen Hypothese 6 doch von der Rebellenstärke abzuhängen.

Die Werte der Kontrollvariablen unterscheiden sich leicht von den Ergebnissen bei [Chiba et al. \(2015\)](#). Das GDP-per-Capita hat nur in den Modellen 1 und 10 einen signifikant verkürzenden Effekt auf die Kriegsdauer. In den übrigen Modellen sind die Koeffizienten zumindest ebenfalls negativ. Die Bevölkerungsgröße weist durchgehend positive Koeffizienten auf. Allerdings sind diese nur signifikant, falls statt den logarithmierten Importen die Abweichungen vom Mittelwert ins Modell aufgenommen werden. Die Existenz von mehr als einer Rebellengruppe hat ebenfalls einen Konflikt-verlängernden Effekt. Dieser ist jedoch nur signifikant, wenn nicht nach Rebellenstärke unterschieden wird. Ein signifikanter positiver Effekt ist nur bei schwachen Rebellen sichtbar. Das gleiche Bild ergibt sich für die Intensität eines Konfliktes. Ob es sich um einen territorialen Konflikt handelt, hat nur einen signifikanten Einfluss, wenn das Sample der mindestens gleichstarken Rebellen betrachtet wird. Im Gegensatz zu den übrigen Modellen ist hier der Effekt negativ und auf dem 5-Prozentsniveau signifikant. Die restlichen Variable haben

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
Pre-Conflict-Duration				
Constant	22.12 (35.46)	25.06 (300.37)	25.31 (264.48)	10.84 (1.05)***
Per capita GDP (logged)	0.07 (0.09)	0.06 (0.10)	0.06 (0.10)	0.19 (0.10) ^o
X-Polity	-0.05 (0.02)*	-0.05 (0.02)*	-0.05 (0.02)*	-0.04 (0.03)
X-Polity ²	0.02 (0.01)***	0.02 (0.01)***	0.02 (0.01)***	0.03 (0.01)***
Population (logged)	-0.25 (0.07)***	-0.26 (0.07)***	-0.26 (0.07)***	-0.44 (0.08)***
Diamonds	-0.01 (0.22)	-0.02 (0.21)	-0.01 (0.21)	-0.11 (0.25)
Oil	-0.23 (0.21)	-0.21 (0.21)	-0.22 (0.21)	-0.24 (0.23)
There exists 1+ exclud groups	-0.09 (0.21)	-0.11 (0.21)	-0.09 (0.21)	0.01 (0.25)
logimport	0.04 (0.02) ^o	8.91 (2495.02)	9.06 (1484.38)	0.03 (0.03)
Rebells.weaker	-12.60 (35.44)	-15.47 (300.36)	-15.74 (264.48)	
Rebells.parity	-12.87 (35.44)	-15.60 (300.36)		
Rebells.stronger	-12.43 (35.44)	-15.15 (300.36)		
rebw.x_imp		-8.85 (2495.02)	-9.01 (1484.38)	
rebp.x_imp		-8.88 (2495.02)		
rebs.x_imp		-8.89 (2495.02)		
Rebells.atleast.parity			-15.62 (264.48)	
rebs.atleast.parit.x_imp			-9.04 (1484.38)	
rebstrength_bin				-0.88 (0.38)*
rebb.x_imp				0.01 (0.05)
log(α) (duration dependence)	-0.03 (0.06)	-0.03 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.21 (0.06)***
Conflict-Duration				
Constant	7.08 (1.90)***	6.80 (1.90)***	6.75 (1.90)***	6.94 (1.90)***
Per capita GDP (logged)	-0.40 (0.20)*	-0.38 (0.20) ^o	-0.38 (0.20) ^o	-0.42 (0.20)*
Population (logged)	0.12 (0.13)	0.14 (0.13)	0.14 (0.13)	0.15 (0.13)
Multilateral Conflict	1.04 (0.41)*	1.06 (0.41)*	1.05 (0.41)*	1.09 (0.41)**
Intensity	0.94 (0.40)*	0.92 (0.40)*	0.91 (0.40)*	0.93 (0.40)*
Conflict over Territory	0.40 (0.35)	0.40 (0.35)	0.39 (0.35)	0.43 (0.35)
X-Polity	0.08 (0.04)*	0.08 (0.04)*	0.08 (0.04)*	0.08 (0.04) ^o
X-Polity ²	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Diamonds	-0.23 (0.41)	-0.22 (0.41)	-0.22 (0.41)	-0.23 (0.42)
Oil	-0.22 (0.35)	-0.24 (0.35)	-0.25 (0.35)	-0.23 (0.35)
Cold War	0.13 (0.32)	0.13 (0.32)	0.13 (0.32)	0.13 (0.32)
There exists 1+ exclud groups	0.63 (0.41)	0.61 (0.41)	0.61 (0.41)	0.59 (0.41)
logimport	0.14 (0.04)**	0.14 (0.04)**	0.14 (0.04)**	0.14 (0.04)**
log(α) (duration dependence)	-0.65 (0.06)***	-0.65 (0.06)***	-0.65 (0.06)***	-0.67 (0.06)***
Post-Conflict-Duration				
Constant	6.29 (1.51)***	6.30 (1.51)***	6.28 (1.51)***	5.58 (1.58)***
Per capita GDP (logged)	0.54 (0.15)***	0.54 (0.15)***	0.54 (0.15)***	0.50 (0.15)**
Rebel Victory	0.69 (0.39) ^o	0.69 (0.39) ^o	0.70 (0.39) ^o	0.86 (0.39)*
Government Victory	0.22 (0.39)	0.24 (0.39)	0.24 (0.39)	0.06 (0.39)
Peace Agreement	0.28 (0.34)	0.28 (0.34)	0.28 (0.34)	0.37 (0.34)
prev.Conflict over Territory	-0.75 (0.28)**	-0.76 (0.28)**	-0.76 (0.28)**	-0.54 (0.28) ^o
Population (logged)	-0.16 (0.12)	-0.16 (0.12)	-0.16 (0.12)	-0.06 (0.11)
X-Polity	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.03 (0.04)
X-Polity ²	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Diamonds	-0.22 (0.34)	-0.21 (0.34)	-0.20 (0.34)	-0.21 (0.35)
Oil	-0.37 (0.32)	-0.35 (0.32)	-0.34 (0.32)	-0.46 (0.32)
There exists 1+ exclud groups	-0.78 (0.37)*	-0.79 (0.37)*	-0.79 (0.37)*	-0.50 (0.36)
logimport	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)	-0.03 (0.04)
log(α) (duration dependence)	-0.20 (0.08)**	-0.21 (0.08)**	-0.21 (0.08)**	-0.22 (0.08)**
Immunity				
Constant	-1.31 (9.44)	-1.45 (9.21)	-1.82 (9.32)	-44997.05 (17543.62)*
Per capita GDP (logged)	-1.90 (0.78)*	-1.88 (0.77)*	-1.84 (0.78)*	1032.98 (11241.65)
X-Polity	-1.15 (0.52)*	-1.17 (0.53)*	-1.16 (0.53)*	-127.66 (15903.14)
X-Polity ²	-0.09 (0.11)	-0.10 (0.11)	-0.10 (0.11)	38.27 (4035.37)
Population (logged)	0.77 (0.60)	0.76 (0.58)	0.77 (0.59)	3953.37 (10577.38)
There exists 1+ exclud groups	2.95 (1.98)	3.11 (1.97)	3.10 (1.97)	-16659.90 (19935.24)
logimport	-0.41 (0.21) ^o	-0.41 (0.21) ^o	-0.41 (0.21) ^o	-10.19 (19319.53)
$\tanh^{-1}(\theta)$ (interdependence)	-0.11 (0.06)*	-0.12 (0.06)*	-0.13 (0.06)*	-0.13 (0.06)*
Log Likelihood	4329.78	4329.56	4330.28	4329.78
AIC	8757.56	8763.11	8760.56	8757.56

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ^o $p < 0.1$

Tabelle 3: Effekt von Importen und Rebellen 1

wie bei [Chiba et al. \(2015\)](#) keinen signifikanten Effekt auf die Konfliktdauer.

Nachkriegszeit

Hypothese 7 postuliert, dass Waffenimporte und positive Ausschläge vom Mittelwert mit kürzeren Nachkriegsfriedenszeiten assoziiert sind. Die jeweiligen Variablen sind mit Ausnahme von Modell 5 immer negativ, was auf diesen Effekt hindeutet. Allerdings weisen nur die Abweichungen vom 10-Jahresmittelwert in Modell 3 und die logarithmierten Importe bei mindestens gleich starken Rebellen eine Signifikanz über dem 5-Prozentsniveau auf.

Das Ergebnis bezüglich der Kontrollvariablen gleicht in den Modellen 1–3 fast den Ergebnissen von [Chiba et al. \(2015\)](#). Die Dauer der Nachkriegszeit ist signifikant kürzer, wenn es sich davor um einen territorialen Konflikt gehandelt hat. Im Vergleich zu [Chiba et al. \(2015\)](#) hat hier jedoch auch das GDP-per-Capita einen signifikanten verlängernden Einfluss. Bei allen anderen Variablen liegen keine signifikanten Ergebnisse vor.

Dies ändert sich, wenn die Sub-Samples betrachtet werden. Siege der Rebellen haben immer einen signifikant verlängernden Effekt auf die Nachkriegszeit. Gewinnt die Regierung gegen mindestens gleichstarke Rebellen, folgen jedoch signifikant kürzere Nachkriegsdauern. Dies gilt auch, falls ein Land Diamantvorkommen oder eine große Bevölkerung hat. Allerdings sind die sehr hohen Koeffizientenwerte, beispielsweise -10.49 für Diamanten, möglicherweise ein Zeichen für verzerrte Schätzer.

Immunität

Sowohl die logarithmierten Waffenimporte, als auch die Ausschläge haben in den Modellen 1 bis 3 keinen signifikanten Effekt auf das Imminenzrisiko eines Landes. Ein Blick in die Sub-Samples bestätigt dies jedoch nur für schwache Rebellen. Bei mindestens gleich starken Kontrahenten sorgen Waffenimporte an die Regierung für ein signifikant höheres Risiko an einem Konflikt zu erkranken. Die zu testende Hypothese ist jedoch, ob womöglich ein nicht linearer Effekt vorliegt. In Modell 4 wurde deshalb ein entsprechendes Polynom in die Vorkriegs- und die Immunitätsgleichung eingesetzt, in Modell 5 nur in die Immunitätsgleichung. In Modell 4 ist das Polynom nur in der Vorkriegszeit auf dem 5-Prozentsniveau signifikant – in Modell 5 nur das Polynom in der Immunitätsgleichung. Letzteres deutet auf die Existenz eines nichtlinearen Effekts hin. Auf Grund der wechselnden Vorzeichen scheint der Effekt jedoch nicht sehr robust zu sein.

	10 (Rebels weak)	11 (Rebels parity)	12 (Rebels atleast parity)	13(Rebels stronger)
Pre-Conflict-Duration				
Constant	9.25 (1.04)***	2.37 (2.33)	2.37 (2.33)	3.66 (31.58)
Per capita GDP (logged)	0.38 (0.11)**	0.41 (0.24) ^o	0.41 (0.24) ^o	1.11 (6.89)
X-Polity	-0.02 (0.03)	-0.22 (0.07)**	-0.22 (0.07)**	-0.10 (0.08)
X-Polity ²	0.02 (0.01) ^o	0.09 (0.02)***	0.09 (0.02)***	0.06 (0.03) ^o
Population (logged)	-0.43 (0.08)***	0.08 (0.17)	0.08 (0.17)	-0.43 (1.43)
Diamonds	0.04 (0.27)	-0.06 (0.71)	-0.06 (0.71)	-0.63 (1.79)
Oil	-0.41 (0.25)	-1.10 (0.45)*	-1.10 (0.45)*	1.03 (11.64)
There exists 1+ exclud groups	0.42 (0.32)	-0.94 (0.45)*	-0.94 (0.45)*	0.86 (1.79)
logimport	0.02 (0.03)	0.45 (0.05)***	0.45 (0.05)***	-0.00 (0.87)
log(α) (duration dependence)	-0.20 (0.06)**	0.25 (0.18)	0.25 (0.18)	0.00 (1.45)
Conflict-Duration				
Constant	7.82 (2.00)***	5.85 (5.40)	5.85 (5.40)	20.57 (24.86)
Per capita GDP (logged)	-0.48 (0.21)*	-0.28 (0.59)	-0.28 (0.59)	-1.71 (6.60)
Population (logged)	0.11 (0.14)	0.40 (0.35)	0.40 (0.35)	0.19 (2.08)
Multilateral Conflict	1.38 (0.51)**	0.81 (0.70)	0.81 (0.70)	2.02 (1.49)
Intensity	1.21 (0.48)*	0.89 (0.71)	0.89 (0.71)	-0.39 (4.22)
Conflict over Territory	0.40 (0.37)	-1.93 (0.85)*	-1.93 (0.85)*	0.00 (13382.57)
X-Polity	0.08 (0.04) ^o	-0.02 (0.12)	-0.02 (0.12)	0.01 (0.22)
X-Polity ²	0.00 (0.01)	-0.00 (0.05)	-0.00 (0.05)	-0.30 (0.03)***
Diamonds	-0.29 (0.43)	2.28 (1.76)	2.28 (1.76)	-1.81 (9.59)
Oil	-0.24 (0.40)	0.98 (0.77)	0.98 (0.77)	-1.88 (2.76)
Cold War	0.35 (0.36)	-0.51 (0.64)	-0.51 (0.64)	-3.52 (7.66)
There exists 1+ exclud groups	0.56 (0.46)	-1.84 (0.96) ^o	-1.84 (0.96) ^o	0.60 (5.60)
logimport	0.13 (0.05)**	0.08 (0.08)	0.08 (0.08)	0.15 (0.46)
log(α) (duration dependence)	-0.62 (0.07)***	-0.27 (0.21)	-0.27 (0.21)	-0.44 (2.44)
Post-Conflict-Duration				
Constant	3.29 (1.90) ^o	16.83 (2.72)***	16.83 (2.72)***	7.93 (8.51)
Per capita GDP (logged)	0.61 (0.17)***	0.53 (0.18)**	0.53 (0.18)**	1.15 (2.09)
Rebel Victory	1.87 (0.67)**	1.24 (0.28)***	1.24 (0.28)***	-0.22 (1.50)
Government Victory	0.69 (0.64)	-0.84 (0.32)**	-0.84 (0.32)**	-2.32 (1.74)
Peace Agreement	0.47 (0.37)	0.10 (0.73)	0.10 (0.73)	3.97 (0.52)***
prev.Conflict over Territory	-0.70 (0.31)*	8.16 (0.87)***	8.16 (0.87)***	0.00 (13369.15)
Population (logged)	0.08 (0.13)	-2.19 (0.25)***	-2.19 (0.25)***	-1.03 (0.78)
X-Polity	-0.03 (0.04)	0.08 (0.05) ^o	0.08 (0.05) ^o	0.11 (0.15)
X-Polity ²	-0.00 (0.01)	-0.07 (0.01)***	-0.07 (0.01)***	0.05 (0.03) ^o
Diamonds	-0.07 (0.41)	-10.49 (0.92)***	-10.49 (0.92)***	-0.19 (0.89)
Oil	-0.89 (0.38)*	0.79 (0.56)	0.79 (0.56)	0.74 (4.03)
There exists 1+ exclud groups	-0.62 (0.52)	7.60 (0.76)***	7.60 (0.76)***	0.03 (1.95)
logimport	-0.02 (0.04)	-0.38 (0.04)***	-0.38 (0.04)***	0.02 (0.12)
log(α) (duration dependence)	-0.20 (0.09)*	0.84 (0.24)**	0.84 (0.24)**	1.49 (3.27)
Immunity				
Constant	-22.73 (14.13)	7.12 (5.07)	7.12 (5.07)	-10.40 (13055.82)
Per capita GDP (logged)	1.37 (0.78) ^o	-0.17 (0.60)	-0.17 (0.60)	-97.73 (539.03)
X-Polity	-0.40 (0.30)	-0.02 (0.11)	-0.02 (0.11)	27.37 (503.44)
X-Polity ²	0.12 (0.08)	0.10 (0.04)*	0.10 (0.04)*	-5.20 (189.23)
Population (logged)	0.85 (0.99)	-0.84 (0.28)**	-0.84 (0.28)**	88.22 (1442.58)
There exists 1+ exclud groups	-14.59 (18.68)	0.89 (0.88)	0.89 (0.88)	1.47 (2299.19)
logimport	0.14 (0.13)	-0.49 (0.15)**	-0.49 (0.15)**	-16.79 (596.07)
$\tanh^{-1}(\theta)$ (interdependence)	-0.05 (0.07)	-0.58 (0.29)*	-0.58 (0.29)*	-1.32 (5.35)
Log Likelihood	3519.70	484.86	361.66	915.18
AIC	7131.40	1061.72	815.32	1922.37

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ^o $p < 0.1$

Tabelle 4: Effekt von Importen und Rebellen 2

Die Kovariablen weisen die von [Chiba et al. \(2015\)](#) erwarteten Vorzeichen auf. Exklusion von ethnischen Gruppen senkt die Chance auf Immunität. Ein höheres GDP erhöht signifikant die Chance auf Konflikts-Immunität.

Welches Bild ergibt sich nun zusammenfassend? Waffenimporte haben bei der hier verwendeten Operationalisierung keinen Einfluss auf die Dauer der Vorkriegszeit, wenn nicht bezüglich der Rebellenstärke unterschieden wird. Die entsprechenden Sub-Samples bestätigen jedoch die Hypothese 1 und 3. Im Sample der schwachen Rebellen liegt kein signifikanter Effekt vor. Bei mindestens gleich starken Rebellen haben Waffenimporte an die Regierungen einen verlängernden Effekt auf die Vorkriegsfriedenszeit. Hypothese 2 bezüglich des Effektes von stärkeren Rebellen lässt sich auf Grund der geringen Fallzahl leider nicht überprüfen.

Waffenimporte durch die Regierung während eines Konflikts haben, wie in Hypothese 6 erwartet, einen signifikant verlängernden Effekt auf dessen Dauer. Allerdings scheint dieser Mechanismus bei den vorliegenden Daten vor allem bei schwachen Rebellen zu existieren. Wie in Hypothese 7 erwartet, verkürzen Waffenimporte tendenziell die Dauer der Nachkriegszeit – dies gilt jedoch nur bei Ausschlägen von den 10-Jahresmittelwerten und im Sample der mindestens gleichstarken Rebellen. Bei letzteren führen Waffenimporte zudem für eine höhere Chance, an einem Konflikt zu erkranken. Die Hypothese, dass hier womöglich nichtlineare Effekte vorliegen, wurde durch die Modelle 4 und 5 nur bedingt bestätigt.

In Bezug auf Phasen-übergreifende Effekte der Waffenimporte bleibt folgendes festzuhalten. Aufgrund des negativen Assoziationsparameters haben signifikant verlängernde (verkürzende) Effekte in der Vorkriegsphase / Kriegsphase einen verkürzenden (verlängernden) Effekt auf die Kriegsphase / Nachkriegsphase. Dementsprechend haben die verlängernden Effekte der logarithmierten Waffenimporte in der Vorkriegszeit bei mindestens gleichstarken Rebellen, einen verkürzenden Effekt auf die Kriegszeit. Auf Grund des Konflikt-verlängernden Effekts in der Kriegszeit, haben Waffenimporte während des Kriegs zudem einen verkürzenden Effekt auf die Nachkriegszeit.

Zusammenfassend zeigt sich somit aus den Modellen, dass Waffenimporte einen Effekt auf die Dynamiken von Bürgerkriegen haben - zumindest bei der hier verwendeten Me-

thodik und Operationalisierung. Zudem zeigt sich auch, dass es sinnvoll ist die Importe vor dem Hintergrund der Rebellenstärke zu betrachten. Eine Frage, die sich jedoch stellt, ist: wie robust sind die Ergebnisse?

6.5 Modellgüte und Robustheit

Chiba et al. (2015) selbst diskutieren die Modellgüte und Robustheit ihrer Ergebnisse nur kurz. Zur Beurteilung der Modelle verwenden sie das Akaike Information Criterion (AIC). „We can assess the relative performance of these models by comparing AIC scores from each model, as the first model is nested in the second, third, and fourth models and the second and thirs models anre each nested in th fourth model“ (Chiba et al., 2015, 534). Das AIC berechnet sich aus: $AIC = -2l(\hat{\theta}) + 2p$, wobei p der Anzahl der Parameter und $l(\hat{\theta})$ den Log-Likelihoodwerten entspricht (Fahrmeir et al., 2007, 477).

Wie aus Tabelle 5 und Tabelle 6 ersichtlich wird, ist das AIC für die Parameter-Konstellation der jeweilige Modelle bei den SPDDD-Modellen am geringsten - „sug-gesting it fits the data better than the other three models“ (Chiba et al., 2015, 535). Dies bestätigt die Einschätzung von Chiba et al. (2015), dass das SPDDD-Modell eine bessere Modellgüte aufweist, als die einfacheren Modelle.

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model Chiba
Simple	8950.63	8953.32	8948.92	8948.44	8948.44	9359.10
SUD	8950.34	8953.63	8949.25	8948.04	8948.04	9360.41
Split	8940.76	8942.58	8937.85	8938.43	8928.59	9345.89
SPDDD	8939.21	8941.76	8936.83	8936.83	8928.25	9346.52

Tabelle 5: AIC der Modelle 1 bis 5

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12	Model 13
Simple	8758.24	8764.03	8761.60	8943.56	855.98	1097.69	855.98	1925.79
SUD	8756.88	8762.74	8759.70	8941.55	843.57	1098.67	843.57	1920.82
Split	8759.68	8765.44	8763.55	8937.59	830.08	1062.12	830.08	1922.51
SPDDD	8757.56	8763.11	8760.56	8922.75	815.32	1061.72	815.32	1922.37

Tabelle 6: AIC der Modelle 6 bis 13

Zudem wird aus Tabelle 5 ersichtlich, dass die Aufnahme der Waffenimporte das AIC deutlich senkt. Ein Modell, dass nur die Variablen von Chiba et al. (2015) enthält (Model Chiba) und auf dem Zeitraum 1953–2004 geschätzt wurde, hat einen AIC von 9346.52. Werden die Waffenimporte berücksichtigt, schwankt das AIC bei den Modellen 1–5 zwischen 8928.25 und 8941.76. Eine entsprechende Modellselektion würde deshalb diese

Modelle der Spezifikation von [Chiba et al. \(2015\)](#) vorziehen. Die Hinzunahme der Waffenimporte hat somit die Modellgüte verbessert.

Des Weiteren stellen die Autoren fest, dass das SPDDD-Modell im Schnitt die wahren Phasen-Dauern besser vorhersagt, als die jeweiligen einfachen Survival Modelle. Das bestätigt auch diese Arbeit.¹⁶ Bei Modell 1 liegt das SPDDD-Modell In 267 von 463 Fällen (57 Prozent) näher am wahren Wert. Das SPDDD-Modell hat in 12 Fällen eine Abweichung von mehr als 50 Jahren, das einfache Modell in 22 Fällen. Die bessere Vorhersage-Fähigkeit verdeutlicht [Abbildung 12](#).

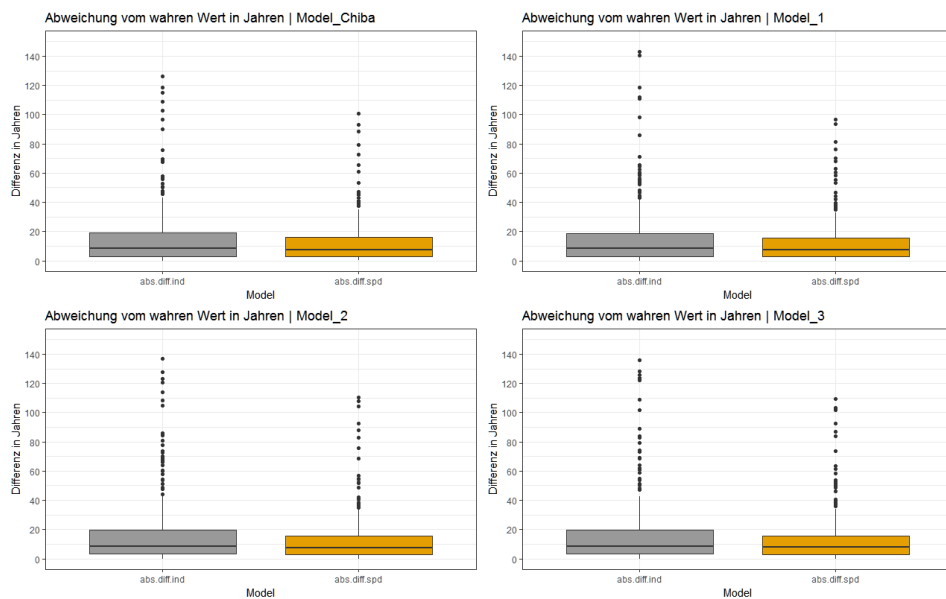


Abbildung 12: Vorhersage-Abweichungen vom wahren Wert

Die Boxplots bilden die Abweichung der vorhergesagten Phasen-Dauern zu den echten Phasen-Dauern für einfache Modelle (abs.diff.ind) und SPDDD-Modelle (abs.diff.spd) ab. *Model_Chiba* entspricht der Variablenkonstellation von [Chiba et al. \(2015\)](#), die übrigen Grafiken den Modellen 1–3 mit den jeweiligen Waffen-Variablen. Es zeigt sich erstens, dass das SPDDD-Modell allgemein bessere Vorhersagen liefert. Bei Modell 1 liegt die SPDDD-Median-Abweichung bei 7.59 Jahren, bei der einfachen Modellierung hingegen bei 8.43 Jahren. Auch die maximale Abweichung ist mit 97 statt 142 Jahren geringer. Allerdings sind dieser Ausreißer immer noch sehr weit vom wahren Wert entfernt. Es zeigt sich jedoch auch, dass sich die SPDDD-Boxen zwischen den vier dargestellten Modellspe-

¹⁶Das Replikations-File von [Chiba et al. \(2015\)](#) enthält ein Skript, mit dem sich In-Sample-Vorhersagen berechnen lassen

zifikationen kaum unterscheiden. Der Median der Variablenkonstellation von Chiba et al. (2015) liegt bei 7.67 und für Modell 1 bei 7.59 - ein sehr geringer Unterschied. Hilfreich ist es zudem die Vorhersagen in den unterschiedlichen Phasen zu betrachten. **Abbildung 13** vergleicht hierzu Model-Chiba mit Model 1 über die Phasen hinweg. Auffällig ist, dass das SPDDD-Modell bei der Vorhersage der Kriegsdauern sich kaum vom einfachen Modell unterscheidet. Die Boxen der Nachkriegszeit und Vorkriegszeit sind hingegen für das SPDDD-Modell deutlich schmaler und näher am wahren Wert.

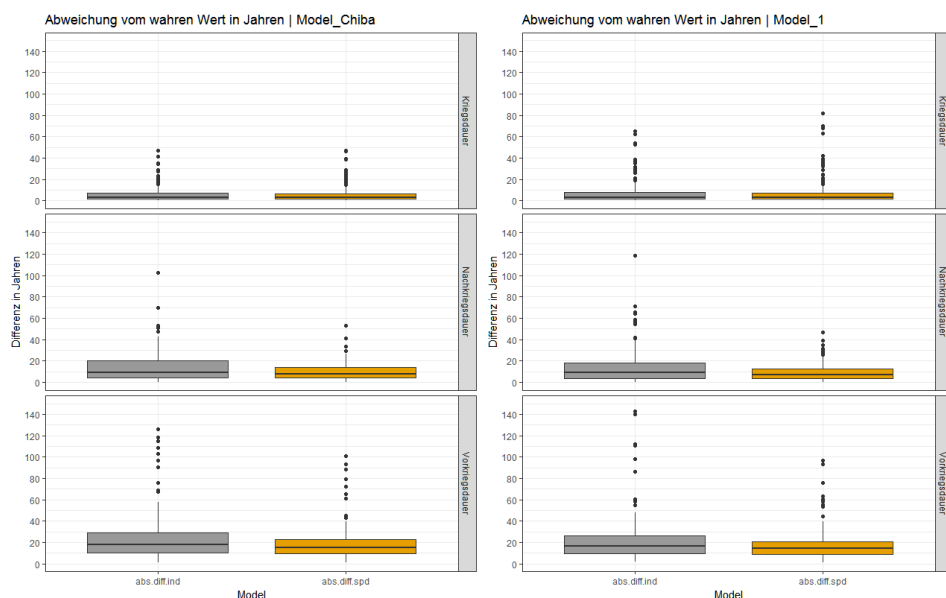


Abbildung 13: Vorhersage-Abweichungen vom wahren Wert je nach Phase

Wie robust die Schätzer der Modelle sind, wird von Chiba et al. (2015) leider kaum diskutiert. Auch die Werte der Koeffizienten werden nur über die Signifikanz interpretiert. Dem entsprechend fällt es etwas schwer, die Robustheit der Ergebnisse zu quantifizieren. Aufgrund der speziellen Voraussetzung eines kompletten Datensatzes über die gesamte Zeit, können Kovariablen nicht einfach ausgetauscht werden, um zu überprüfen, ob die Ergebnisse Bestand haben. Dies ist sonst eine gängige Methode in der Konfliktforschung. Allerdings spiegeln die Ergebnisse der berechneten Modelle zumindest die Erkenntnisse der bisherigen Forschung wieder. Unter der Annahme, dass diese Effekte auf Grundlage der bisherigen Forschung robust sind, hätten komplett konträre Schätzer gegen das Modell gesprochen. Dies lässt sich somit als Robustheit der Modelle und damit des Effekts der Waffenimporte interpretieren. Allerdings sollten hier weitergehende Verfahren entwickelt werden, um die Robustheit der Ergebnisse bei der hier verwendeten SPDDD-Modellierung besser testen können.

7 Schluss

Ziel dieser Masterarbeit war es den Effekt von Waffenimporten an die Regierung auf innerstaatliche Konflikt-Dynamiken zu untersuchen – sowohl theoretisch, als auch empirisch.

Dafür wurde zunächst in einer Literaturübersicht analysiert, welche Variablen die Forschung bisher untersucht hat, um Einflussfaktoren auf die Dauer von Pre-, Post und Konflikt-Phasen zu bestimmen. Dabei wurde deutlich, dass bisher nur eine einzige Arbeit Waffenimporte berücksichtigt hat (Moore, 2012). Zweitens wurde mit der Literaturübersicht gezeigt, dass es nicht ausreicht einzelne Phasen separat zu betrachten, sondern eine gemeinsame Modellierung über die Phasen hinweg bessere Modelle liefern kann. Aus diesen beiden Erkenntnissen ergab sich somit das Ziel, den Effekt von Waffenimporten Phasen-übergreifend mit ebensolchen solchen Modellen zu analysieren.

In einem zweiten Schritt wurde dafür zunächst theoretisch diskutiert, welche Zusammenhänge zwischen dem Import von Waffen an die Regierung und der Dauer der einzelnen Phasen vorliegen können. Theoretische Grundlagen lieferten hierfür die Verhandlungstheorie (Walter, 2009; Fearon, 1995) und die Contest-Success-Funktion (Buhaug et al., 2009; Cunningham et al., 2009; Hirshleifer, 2000). Aus diesen ergibt sich, dass der Effekt von Waffenimporten vor dem Kräfteverhältnis zwischen Regierung und Rebellen betrachtet werden muss. Die theoretische Argumentation lautet zusammengefasst wie folgt:

Sind die Rebellen zu Konfliktbeginn schwächer als die Regierung, haben Waffenimporte keinen Effekt auf die Vorkriegsdauer, da die Rebellen strategisch nicht auf direkte Konfrontation setzen können. Zusätzliche Waffenimporte haben somit keine abschreckende Wirkung, da die Rebellen von Beginn an in einer schwächeren Position sind und ihre Strategie entsprechend wählen. Sind die Rebellen jedoch gleich stark, haben Waffenimporte eine abschreckende Wirkung, da diese Rebellen auf direkte Konfrontation setzen

müssen. Sind die Rebellen stärker als die Regierung führen Waffenimporte zu einer Eskalation des Konflikts, da den Rebellen die Entschlossenheit der Regierung an der Macht zu bleiben und den Konflikt auch militärisch zu lösen, gezeigt wird.

Der Effekt von Waffenimporten während eines Konfliktes sollte hingegen nur bedingt von der Rebellenstärke abhängen. Die bisherige Forschung hat gezeigt, dass schwache Rebellen auf Grund ihrer strategischen Möglichkeiten generell mit längeren Konflikten assoziiert sind. Zusätzliche Waffenimporte verstärken somit dieses asymmetrische Kräfteverhältnis - die Folge sind längere Konflikte. Auch bei mindestens gleich starken Rebellen wird eine Konflikt-verlängernde Wirkung angenommen. Stärkere Rebellengruppen sind nach Forschungsergebnissen mit kürzeren Konflikten assoziiert. Zudem haben diese Rebellen zu Konfliktbeginn eine höhere Chance zu gewinnen, als die Regierung. Waffenimporte können somit der Regierung helfen zu überleben - die Folge sind jedoch erneut längere Konflikte.

Bezüglich der Nachkriegsdauer wird argumentiert, dass Waffenimporte einen verkürzenden Effekt aufweisen, da sie als Zeichen aufgefasst werden können, dass der Konflikt latent weiter existiert. Dem entsprechend rüstet sich die Regierung für den nächsten Konfliktausbruch.

Um die daraus abgeleiteten Forschungshypothesen zu testen, wurde auf das Split Population Duration-Duration-Duration Modell von [Chiba et al. \(2015\)](#) zurückgegriffen. Dieses berücksichtigt zum einen Interdependenzen zwischen den einzelnen Phasen und damit die Dynamiken in einem Konflikt. Zum anderen teilt es die Population in Konflikt-immune und nicht-immune Staaten. Nach Argumentation der Autoren existieren Nationen, in denen die beteiligten Akteure mit dem Status Quo zufrieden sind. Deshalb sind diese Länder immun gegenüber innerstaatlichen Konflikten. Werden diese Fälle jedoch nicht aufgenommen und auf Immunität getestet, können sich verzerrte Schätzer ergeben.

Zusammenfassend ergeben sich nun folgende Erkenntnisse aus der Modellierung. Wird in der Vorkriegszeit nach Rebellenstärke unterschieden, werden die theoretische Überlegungen bestätigt. Im Sample der schwachen Rebellen liegt kein signifikanter Effekt der Waffenimporte vor. Bei mindestens gleich starken Rebellen haben die Importe jedoch einen verlängernden Effekt auf die Vorkriegsfriedenszeit. Für stärkere Rebellen lässt sich der Effekt auf Grund der geringen Fallzahl leider nicht überprüfen.

Waffenimporte durch die Regierung während eines Konflikts haben zudem einen signifikant verlängernden Effekt auf dessen Dauer. Allerdings scheint die Rebellenstärke doch eine Rolle zu spielen. Wird nach Sub-Samples unterschieden, ist die Import-Variable nur bei schwachen Rebellen signifikant. Die Annahme, dass Waffenimporte einen verkürzenden Effekt auf die Nachkriegszeit haben, wird in den Modelle nicht bestätigt.

In Bezug auf Phasen-übergreifende Effekte der Waffenimporte bleibt folgendes festzuhalten. Auf Grund der Modellierung gilt: signifikant positive Werte in einer Phase verkürzen die Dauer der darauffolgenden Phase (und vice versa). Dementsprechend hat der verlängernde Effekte der Waffenimporte in der Vorkriegszeit bei mindestens gleichstarken Rebellen, einen verkürzenden Effekt auf die darauffolgende Kriegszeit. Der Konflikt-verlängernde Effekt von Waffenimporten in der Kriegszeit, ist analog mit kürzeren Nachkriegsperioden assoziiert.

Zusammenfassend hat die Masterarbeit somit gezeigt, dass es sinnvoll ist Waffenimporte bei der Modellierung von Konflikt-Dynamiken zu berücksichtigen. Zudem wurde die Annahme bestätigt, dass Waffenimporte nicht alleine, sondern in Bezug auf die Stärke des Kontrahenten betrachtet werden sollten.

Hieraus ergeben sich nun weitere Forschungsmöglichkeiten. Die hier verwendete Operationalisierung der Rebellenstärke beruht auf einer qualitativen Einschätzung von [Cunningham et al. \(2009\)](#). Dem entsprechend könnte in zukünftigen Arbeiten das Verhältnis von Rebellen und Regierung alternativ quantifiziert werden, um den Einfluss der Waffenimporte – wenn möglich auf beiden Seiten – besser zu verstehen. Des Weiteren lässt sich diskutieren, ob die hier gewählte Annahme der Weibull-Verteilung gerechtfertigt ist. [Fukumoto \(2015\)](#) präsentiert beispielsweise ein abstraktes Copula-Modell, dass auch Cox-Regressionen einschließt. Eine Übertragung dieses Ansatzes auf Duration-Duration-Duration-Modelle dürfte spannende Ergebnisse liefern. Zudem sollten entsprechende Methoden zur Analyse der Robustheit erstellt werden. Trotz dieser Schwächen enthält die Masterarbeit neue Forschungserkenntnisse bezüglich des Einflusses von Waffenimporten auf innerstaatliche Konflikte. Zum einen lag bisher keine entsprechende theoretische Diskussion und Literaturübersicht vor. Zum anderen stellt die Arbeit den ersten empirischen Aufschlag dar, der Waffenimporte und die Modellierung von Konflikt-Dynamiken verbindet.

Literaturverzeichnis

- Balch-Lindsay, D. and A. J. Enterline (2000). Killing time: The world politics of civil war duration 1820–1992. *International Studies Quarterly* 44(5), 615–642.
- Balch-Lindsay, D., A. J. Enterline, and K. A. Joyce (2008). Third-party intervention and the civil war process. *Journal of Peace Research* 45(3), 345–363.
- Beger, A., D. Chiba, D. Hill, N. Metternich, and S. Minhas (2016). *spduraton: Split-Population Duration (Cure) Regression*. R package version 0.15.1.
- Blattman, C. and E. Miguel (2010). Civil war. *Journal of Economic Literature* 48(1), 3–57.
- Bleaney, M. and A. Dimico (2011). How different are the correlates of onset and continuation of civil wars? *Journal of Peace Research* 48(2), 145–155.
- Boehmke, F. J., D. S. Morey, and M. Shannon (2006). Selection bias and continuous-time duration models: Consequences and a proposed solution. *American Journal of Political Science* 50(1), 192–207.
- Box-Steffensmeier, J. M., D. Reiter, and C. Zorn (2003). Nonproportional hazards and event history analysis in international relations. *Journal of Conflict Resolution* 47(1), 33–53.
- Box-Steffensmeier, J. M. and C. Zorn (2002). Duration models for repeated events. *The Journal of Politics* 64(4), 1069–1094.
- Buhaug, H., S. Gates, and P. Lujala (2009). Geography, rebel capability, and the duration of civil conflict. *Journal of Conflict Resolution* 53(4), 544–569.
- Bussmann, M., A. Hasenclever, and G. Schneider (2009). Identität, institutionen und ökonomie: Ursachen und scheinursachen innenpolitischer gewalt. *Identität, Institutionen und Ökonomie. Ursachen innenpolitischer Gewalt* (43), 9–38.

- Cedermann, L.-E., A. Wimmer, and B. Min (2010). Why do ethnic groups rebel? new data and analysis. *World Politics* 62(1), 87–119.
- Chiba, D., N. W. Metternich, and M. D. Ward (2015). Every story has a beginning, middle and an end (but not always in that order: Predicting duration dynamics in a unified framework. *Political Science Research and Methods* 3, 515–541.
- Chiba, D., M. L. W., and R. Stevenson (2015). A copula approach to the problem of selection bias in models of government survival. *Political Analysis* 23(01), 42–58.
- Collier, P. and A. Hoeffler (2004). Greed and grievance in civil war. *Oxford Economic Papers* 56(4), 563–595.
- Collier, P., A. Hoeffler, and M. Söderbom (2004). On the duration of civil war. *Journal of Peace Research* 41(3), 253–273.
- Craft, C. (1999). *Weapons for Peace, Weapons for War: The Effect of Arms Transfers on War Outbreak, Involvement and Outcome*.
- Craft, C. and J. P. Smaldone (2002). The arms trade and the incidence of political violence in sub-saharan africa 1967–97. *Journal of Peace Research* 39(6), 693–710.
- Cunningham, D. E. (2006). Veto players and civil war duration. *Journal of Political Science* 50(4), 857–892.
- Cunningham, D. E., K. Skrede Gleditsch, and I. Salehyan (2009). It takes two: A dyadic analysis of civil war duration and outcome. *Journal of Conflict Resolution* 53(4), 570–597.
- de Rouen, K. R. and D. Sobek (2004). The dynamics of civil war duration and outcome. *Journal of Peace Research* 41(3), 303–320.
- DeRouen, K. R., J. Lea, and P. Wallenstein (2009). The duration of civil war peace agreements. *Conflict Management and Peace Science* 26(4), 367–387.
- Diehl, P. F. (1983). Arms races and escalation: A closer look. *Journal of Peace Research* 20(3), 693–710.
- Diehl, P. F. (2006). Just a phase? integrating conflict dynamics over time. *Conflict Management and Peace Science* 23(3), 199–210.

- Dubin, J. A. and D. Rivers (1989). Selection bias and linear regression, logit and probit models. *Sociological Methods and Research* 18(2), 360–390.
- Durch, W. (2000). *Constructing Regional Security: The Role of Arms Transfers, Arms Control and Reassurance*.
- Elbadawi, I. and N. Sambanis (2002). How much war will we see? *Journal of Conflict Resolution* 46(3), 307–334.
- Fahrmeir, L., T. Kneib, and S. Lang (2007). *Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen*. Springer Berlin.
- Fearon, J. D. (1995). Rationalist explanations of war. *International Organization* 49(3), 379–414.
- Fearon, J. D. (2004). Why do some civil wars last so much longer than others? *Journal of Peace Research* 41(3), 275–301.
- Flores, A. Q. (2009). Testing copula functions as a method to derive bivariate weibull distributions: New york university.
- Fortna, P. V. (2003). Scraps of paper? agreements and the durability of peace. *International Organization* 57, 337–372.
- Fortna, V. P. (2004). Does peacekeeping keep peace? international intervention and the duration of peace after civil war. *International Studies Quarterly* 48, 269–292.
- Fukumoto, K. (2015). What happens depends on when it happens: Copula-based ordered event history analysis of civil war duration and outcome. *Journal of the American Statistical Association* 110(509), 83–92.
- Gleditsch, K. S. and J. D. Ward (1999). Interstate system membership: A revised list of the independent states since 1816. *International Interactions* 25(4), 393–413.
- Hays, J. C. and A. Kachi (2009). Interdependent duration models in political science*: Prepared for the american political science association’s annual meeting. pp. 1–27.
- Heckmann, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47(1), 153–161.
- Hegre, H. (2004). The duration and termination of civil war. *Journal of Peace Research* 41(3), 243–252.

- Hirshleifer, J. (2000). The macrotechnology of conflict. *Journal of Conflict Resolution* 44(6), 773–792.
- Hoff, P. D. (2007). Extending the rank likelihood for semiparametric copula estimation. *The Annals of Applied Statistics* 1(1), 33–348.
- Jones, B. T. and S. K. Metzger (2016). Evaluating conflict dynamics. *Journal of Conflict Resolution* 3(1), 002200271665644.
- Kleinbaum, D. G. and M. Klein (2012). *Survival Analysis: A Self-Learning Text*.
- Licklider, R. A. (1995). The consequences of negotiated settlement in civil wars, 1945–93. *American Political Science Review* 89(3), 681–690.
- Marshall, M. G., R. T. Gurr, and K. Jaggers (2015). *Polity IV PProject: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800–2013 Dataset Users Manual*. zuletzt aufgerufen am 1.7.2017.
- Metternich, N. W. (2011). Expecting elections: Interventions, ethnic support, and the duration of civil wars. *Journal of Conflict Resolution* 55(6), 909–937.
- Moore, D. F. (2016). *Applied Survival Analysis Using R*.
- Moore, M. (2012). Selling to both sides: The effects of major conventional weapons transfers on civil war severity and duration. *International Interactions* 28, 325–347.
- Pamp, O., P. W. Thurner, L. Rudolph, and M. A. Primus, Simon and (2016). The build-up of coercive capacities: Arms imports and the outbreak of violent intrastate conflicts: Paper presented at the epsa 2016, brussels. pp. 1–32.
- Quinn, J. M., D. Mason, and M. Gurses (2007). Sustaining the peace: Determinants of civil war recurrence. *International Interactions* 33(2), 167–193.
- Reed, W. (2000). A unified statistical model of conflict onset and escalation. *American Journal of Political Science* 44(1), 84–93.
- Regan, P. M. (2002). Third-party interventions and the duration of intrastate conflicts. *Journal of Conflict Resolution* 46(1), 55–73.
- Ross, M. L. (2004). What do we know about natural resources and civil war? *Journal of Peace Research* 41(3), 337–356.

- Sambanis, N. (2002). A review of recent advances and future directions in the quantitative literature on civil war. *Defence and Peace Economics* 13(3), 215–243.
- Sample, S. G. (2002). The outcomes of military buildups: Minor states vs. major powers. *Journal of Peace Research* 39(6), 669–691.
- SIPRI, S. I. P. R. I. (2017). Sources and methods.
- Skaperdas, S. and M. R. Garfinkel (2007). *Economics of Conflict: An Overview*, in *Handbook of Defense Economics*, pp. 649–709.
- Suzuki, S. (2007). Major arms imports and the onset of civil and ethnic wars in the post-colonial world, 1956–1998: A preliminary reassessment. *The Social Science Journal* 44, 99–111.
- Toft, M. D. (2010). *Securing the Peace: The Durable Settlement of Civil Wars*. Princeton University Press.
- Toutenburg, H. and C. Heumann (2008). *Induktive Statistik*. Springer Verlag.
- UCDP, U. C. D. P. (2016). *UCDP/Prio Armed Conflict Dataset Codebook Version 4*.
- Vreeland, J. R. (2008). The effect of political regime on civil war: Unpacking anocracy. *Journal of Conflict Resolution* 52(3), 401–425.
- Walter, B. F. (2009). Bargaining failures and civil wars. *Annual Review of Political Science* 12, 243–261.
- Walter, B. F. (2015). Why bad governance leads to repeat civil war. *Journal of Conflict Resolution* 59(2), 1242–1272.
- Werner, S. and A. Yuen (2005). Making and keeping peace. *International Organization* 59(02).
- Wickham, H. (2009). *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag New York.
- Wucherpfennig, J., N. W. Metternich, L.-E. Cederman, and K. S. Gleditsch (2012). Ethnicity, the state, and the duration of civil war. *World Politics* 64(01), 79–115.

8 Anhang

8.1 Anhang A: Tabellen

	spellID	Beobachtungen	AnzahlNA_logimport
1	731	52	52
2	225001	46	46
3	181001	43	41
4	86003	32	32
5	86004	29	29
6	940	27	27
7	167001	25	25
8	52001	24	24
9	816	51	21
10	213001	18	18
11	86002	15	15
12	86001	8	8
13	68001	7	7
14	111001	43	2
15	185001	4	2
16	193001	5	2
17	366	14	1
18	367	14	1
19	368	14	1
20	369	14	1
21	370	14	1
22	371	14	1
23	701	14	1
24	703	14	1
25	705	14	1
26	22301	11	1
27	195001	2	1
28	199001	2	1
29	200001	2	1
30	204001	3	1
31	221001	9	1

8.2 Anhang B: Grafiken

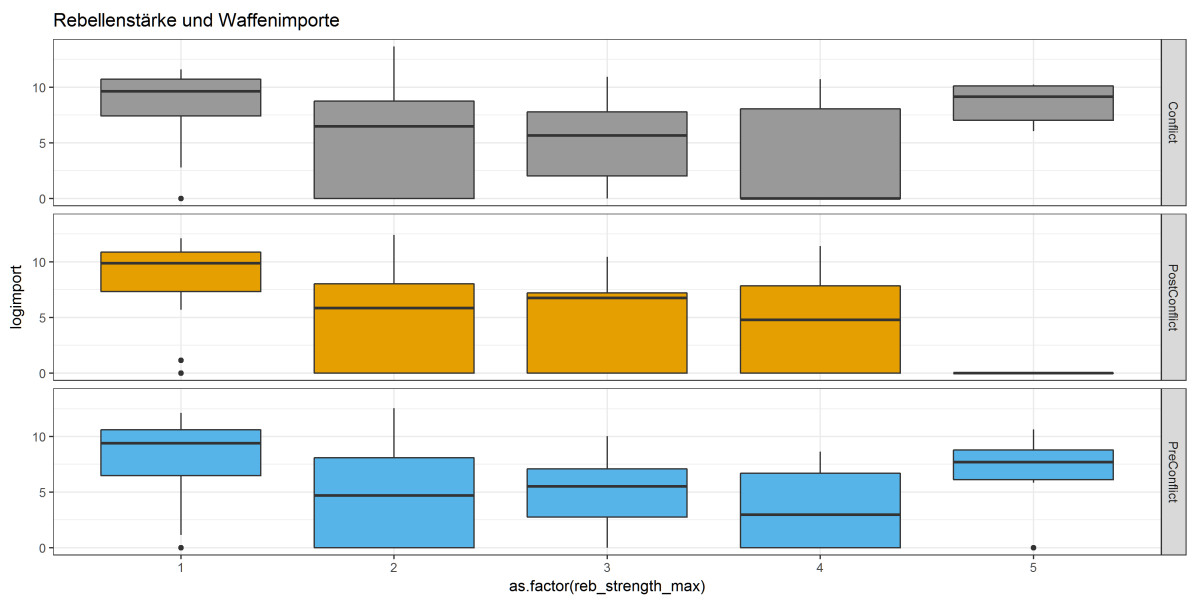


Abbildung 14: Median Waffenimporte und Rebellenstärke je Phase

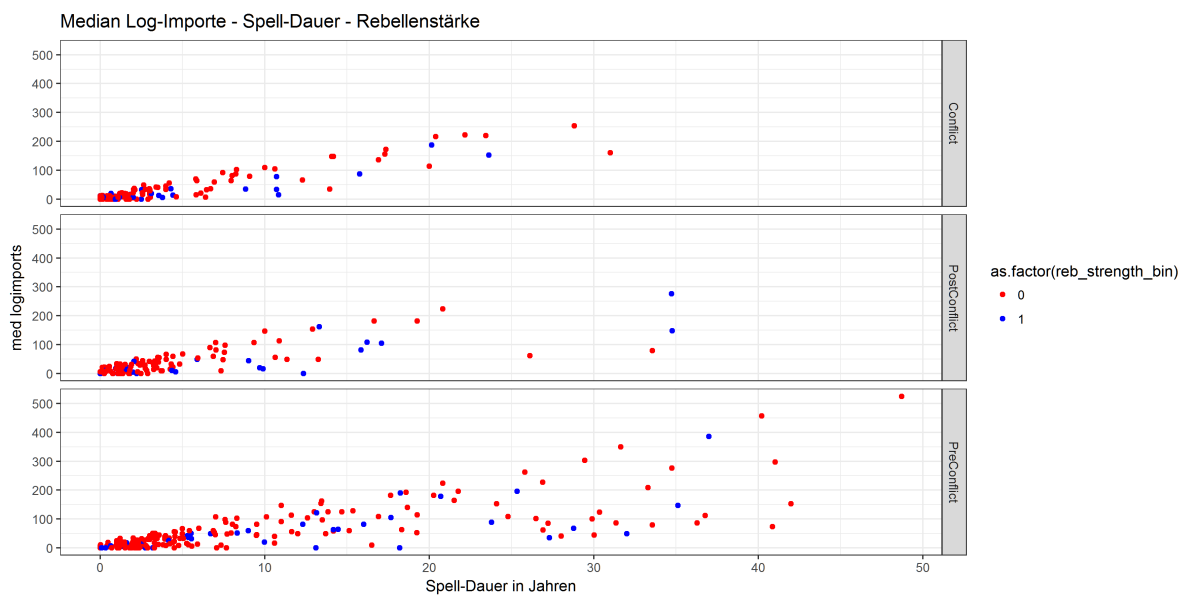


Abbildung 15: Summe Waffenimporte, Dauer und Rebellenstärke